Economic Council
of Canada

Conseil économique
du Canada

Working Paper
Document de travail

Document de travail n° 31

Pièges et cercles vicieux
Analyse longitudinale du recours au régime canadien d'assurance-chômage

Miles Corak

1992

ISSN 1180-3487

92-05321/

Pièges et cercles vicieux
Analyse longitudinale du recours au régime canadien d'assurance-chômage

Les résultats publiés dans le présent document demeurent l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que tels, n'engagent en rien le Conseil économique du Canada.

Les droits d'auteur sur les « Documents de travail » du Conseil économique appartiennent à la Couronne. Toute reproduction de courts extraits est autorisée aux termes de la législation canadienne sur le droit d'auteur. L'autorisation de reproduire ou de citer de longs extraits doit être adressée au :

Directeur des publications
Conseil économique du Canada
Case postale 527
Ottawa, (Ontario)
K1P 5V6

Table des matières

Remerciements vii

Avant-propos ix

Résumé xi

Introduction 1

Description des données et analyse préliminaire 4

Pièges et cercles vicieux 11
Analyse logit du recours réitéré au programme 15
Analyse de régression de l'état de dépendance 22

Conclusions 31

Annexe A 34

Annexe B 47

Notes 59

Bibliographie 63

Tableaux

1 Nombre de demandes de prestations soumises par des hommes, selon l'année de la première demande, Canada, 1971-1989 9

2 Nombre de demandes de prestations soumises par des femmes, selon l'année de la première demande, Canada, 1971-1989 10

3 Nombre de demandes de prestations selon le secteur industriel lors de la première demande, Canada, 1971 à 1990 12

4 Nombre de demandes de prestations selon la région lors de la première demande, Canada, 1971-1990 13

5 Probabilité de réitéation à l'assurance-chômage par des hommes 18

6 Probabilité de réitération à l'assurance-chômage par des femmes 19

7 Durée moyenne de la période de prestations, selon le numéro séquentiel et le type de ériode 24

8 Valeur du test F pour les régressions portant sur l'état de dépendance 27

9 Valeur du test F pour les régressions portant sur l'état de dépendance, selon le secteur industriel : nombre de semaines de prestations 28
10 Valeur du test F pour les régressions portant sur l'état de dépendance, selon le secteur industriel : durée de la demande 29
11 Durée relative des périodes de prestations successives 30
A-1 Variables utilisées dans l'analyse logit du recours réitéré à l'assurance-chômage 35
A-2 Statistiques descriptives des échantillons utilisés dans l'analyse logit du recours réitéré à l'assurance-chômage par des hommes 38
A-3 Statistiques descriptives des échantillons utilisés dans l'analyse logit du recours réitéré à l'assurance-chômage par les femmes 40
A-4 Analyse logit du recours réitéré à l'assurance-chômage par des hommes 42
A-5 Analyse logit du recours réitéré à l'assurance-chômage par des femmes 44
B-1 Variables utilisées dans l'analyse de régression de l'état de dépendance 48
B-2 Tests de régression des moindres carrés pour l'état de dépendance, sous-échantillon des hommes, nombre de semaines de prestations et durée de la demande 50
B-3 Tests de régression des moindres carrés pour l'état de dépendance, sous-échantillon des jeunes hommes, nombre de semaines de prestations et durée de la demande 52
B-4 Tests de régression des moindres carrés pour l'état de dépendance, sous-échantillon des femmes, nombre de semaines de prestations et durée de la demande 54
B-5 Tests de régression des moindres carrés pour l'état de dépendance, sous-échantillon des jeunes femmes, nombre de semaines de prestations et durée de la demande 56

Figures

1 Nombre de demandes de prestations, selon le type de demande et le sexe, Canada, 1972-1988 5
2 Demandes de prestations soumises par des hommes, selon le numéro séquentiel et l'année, Canada, 1971-1989 7
3 Demandes de prestations soumises par des femmes selon le numéro séquentiel et l'année, Canada, 1971-1989 8
4 Probabilité de réitération des hommes à l'assurance-chômage selon l'âge lors de la première demande, Canada 21
5 Probabilité de réitération des femmes à l'assurance-chômage selon l'âge lors de la première demande, Canada 21

Remerciements

La présente version de notre étude a été remaniée pour tenir compte des commentaires de C. Beach, D. Beavis, E. Cloutier, D. Green, H. Lazar, L. Osberg, G. Picot, T. Wannel ainsi que des participants aux ateliers du Conseil économique du Canada et de la Direction des études analytiques de Statistique Canada. Ce document s'insère dans une collection initialement parrainée par le Conseil économique du Canada. L'auteur tient à remercier le Conseil économique pour son appui et plus particulièrement S. Gera, H. Lazar et R. Preston pour leur coopération. Les interprétations qu'on retrouve dans le présent document demeurent la seule responsabilité de l'auteur. Une version antérieure de ce document a été présentée au Canadian Employment Research Forum lors de sa rencontre de mars 1992 à Aylmer (Québec) ainsi qu'aux assises de l'Association canadienne d'économique à l'Université Queen's de Kingston (Ontario), en juin 1991. Le document à également été diffusé sous le titre « Employment, Unemployment and Government Payments to the Unemployed : IV, A Longitudinal Analysis in the Canadian Unemployment Insurance Program ».

Avant-propos

Alors que nous entrons dans une deuxième année de faible croissance, le chômage au Canada atteint une fois de plus les 10 % et les dépenses d'assurance-chômage atteignent un niveau sans précédent. Le régime d'assurance-chômage du Canada est exceptionnel tant par sa générosité que par l'ampleur de sa couverture. C'est incontestablement un moyen adéquat d'assurer aux personnes temporairement en chômage une sécurité financière. Néanmoins, divers aspects du régime ont à maintes reprises fait l'objet de critiques. Selon l'une des plus importantes, le régime aurait tendance à réduire l'incitation au travail et à subventionner des activités improductives dans les régions où le chômage est habituellement élevé.

L'objectif principal de tout régime d'assurance-chômage est de garantir un revenu aux chômeurs pendant qu'ils cherchent du travail. Toutefois, il est généralement admis que le régime a au moins deux effets contraires sur le fonctionnement du marché du travail. D'une part, les prestations versées aux chômeurs leur permettent une plus grande autonomie dans leur recherche d'emploi. Ceci peut avoir pour résultat qu'ils trouveront un travail qui leur convient davantage et qui sera plus stable que s'ils avaient dû accepter la première offre venue pour des raisons financières. Une recherche d'emploi poussée et une meilleure adéquation entre emploi et travailleur laissent supposer moins de chômage ultérieur et des périodes de chômage plus courtes. D'autre part, une source de revenu assurée peut enlever aux chômeurs leur motivation à chercher du travail en réduisant considérablement le coût d'opportunité du chômage. On a également pu observer que certains travailleurs en viennent à dépendre du régime et à considérer cette source de revenu comme un avantage auquel ils ont droit à intervalles réguliers. Cet effet dissuasif tendrait à allonger les périodes de chômage et à augmenter le risque que les prestataires deviennent des habitués du régime.

Bien que l'on discute amplement des effets négatifs et positifs du régime d'assurance-chômage, passant de l'anecdote à la spéculation, les chercheurs ne s'accordent pas sur la prédominance des uns ou des autres. Ceci est dû en grande partie à l'insuffisance des méthodes d'analyse et des données relativement à deux questions d'une importance capitale : la durée du chômage et la dépendance à l'égard du régime. Dans l'étude que voici, l'auteur a mis à profit une nouvelle base de données de Statistique Canada qui permet de suivre les prestataires sur une période prolongée. À partir de ces données, il a pu aborder certaines questions quant aux effets du régime d'assurance-chômage.

Cette étude a été effectuée par Miles Corak, ancien chercheur au Conseil économique, maintenant à Statistique Canada. Entreprise au Conseil dans le cadre d'un projet de recherche sur les problèmes du chômage dirigé par Surendra Gera, elle a été achevée à Statistique Canada.

Judith Maxwell
Présidente

Résumé

La recherche dont il est question ici a été entreprise avec les objectifs suivants : décrire certains schémas de recours au régime canadien d'assurance-chômage à partir de données longitudinales; examiner différentes interprétations de ces comportements et en tirer certaines conclusions en matière de politiques. À cette fin, l'auteur s'est servi des données administratives sur l'application du programme au cours de la période s'étendant approximativement de 1971 à 1990. Ces données sur les participants au régime sont regroupées en panels, ce qui permet de déterminer l'importance et la nature d'un recours répété à l'assurance-chômage. L'analyse révèle que certains participants recourent à plusieurs reprises au programme et l'auteur évalue deux interprétations possibles de ce phénomène. Les éléments qui déterminent la probabilité qu'une personne recoure à plusieurs reprises à l'assurance-chômage font l'objet d'une analyse. Les facteurs saisonniers et ceux propres au secteur industriel constituent d'importants déterminants du phénomène, mais on constate également que les jeunes sont particulièrement enclins à faire appel plusieurs fois à l'assurance-chômage et que les personnes qui ont touché des prestations dans le passé le referont probablement dans l'avenir. Recourir à l'assurance-chômage crée une certaine force d'inertie. On constate aussi que ceux qui soumettent des demandes répétées ne s'affranchissent pas graduellement de leur dépendance à l'égard des prestations d'assurance-chômage. Au contraire, toutes choses étant égales par ailleurs, les participants réclament des prestations pour des périodes de plus en plus longues à chaque demande successive. L'explication la plus probable est que le traumatisme associé à la demande de prestations s'estompe peu à peu à chaque contact, si bien que les prestataires y recourent plus facilement dans les périodes subséquentes.

Ces résultats nous renseignent sur le genre de réforme qu'il faut apporter au régime d'assurance-chômage en vue de lui donner un caractère plus « actif ». Plus précisément, on suggère de tenir compte du nombre de demandes présentées afin que, d'un programme de soutien du revenu « passif », le régime d'assurance-chômage devienne un programme « actif » qui favorise chez les bénéficiaires une participation stable au marché du travail. Le régime ne subirait aucun changement pour les chômeurs qui présentent une demande d'aide pour la première fois, puisque ceux-ci utilisent sans doute les prestations comme une assurance-salaire pendant la période où ils sont en difficulté. Toutefois, dès qu'une personne présente une seconde demande, la nature des prestations devrait changer et celles-ci devraient se transformer en paiements actifs. De cette manière, les prestations iraient directement à ceux les plus susceptibles de tomber dans le « cercle vicieux » de dépendance à l'égard de l'assurance-chômage

Introduction

Les liens qui existent entre les prestations d'assurance-chômage et le comportement sur le marché du travail ont suscité de nombreuses études. Ainsi, on a déployé des efforts considérables pour déterminer dans quelle mesure ces prestations accroissent le taux de chômage global et prolongent les périodes de chômage. Beach et Kaliski [1983], Ham et Rea [1987], Keil et Symons [1990], Moorthy [1989-1990] et Phipps [1990a, 1990b] sont parmi ceux à s'être attaqués, le plus récemment, à divers aspects de la question dans le contexte canadien. Les points qu'ils ont examinés ne se rapportent toutefois pas directement aux questions de politiques publiques soulevées depuis peu de temps. La Commission Forget, par exemple, avait souligné que le régime d'assurance-chômage est utilisé à plusieurs reprises par les mêmes personnes. Elle signalait que certaines personnes souffrent du « syndrome 10-40 », à savoir qu'elles travaillent le temps minimum requis pour avoir droit aux prestations, réclament celles-ci le plus longtemps possible puis recommencent [Commission d'enquête sur l'assurance-chômage, 1986]. Selon la commission royale d'enquête de Terre-Neuve sur l'emploi et le chômage, le régime d'assurance-chômage favorise la poursuite d'activités à court terme plutôt que le développement économique à long terme, nuit à la création d'emplois, exerce une discrimination à l'égard des travailleurs autonomes et entrave le développement de saines habitudes de travail [1986, 34]. Le Conseil économique du Canada [1990] abonde également dans ce sens. Les responsables des politiques en viennent graduellement à la conclusion qu'à la longue, l'assurance-chômage a donné naissance à une forme de dépendance qui entrave l'adaptation et l'évolution industrielle, donc qu'il faudrait repenser le programme pour qu'il procure une aide « active », à savoir encourage la formation et l'adaptation au marché du travail, au lieu de soutenir le revenu comme un régime de paiements à caractère « passif ».

Pour établir la validité de telles craintes, il faut examiner le recours individuel au régime au fil des ans. Quelle est la prévalence des réitérations ? À quelle fréquence les mêmes personnes font-elles appel au régime dans le temps, et quels paramètres peut-on associer à un tel usage répétitif ? Comment devrait-on interpréter le recours réitéré au régime ?

Les recherches qui font l'objet de cette étude visaient précisément à élucider ces questions, dans l'espoir de jeter un peu de lumière sur les interactions entre le régime canadien d'assurance-chômage et le marché du travail. Nous débuterons par un aperçu descriptif de certains aspects longitudinaux de la participation individuelle au programme. Tel que mentionné précédemment, plusieurs observateurs des politiques croient que le régime d'assurance-chômage devrait faire l'objet d'une analyse dans une perspective longitudinale. Toutefois, les travaux de cette nature sont relativement rares. Le recours de façon répétée à l'assurance-chômage ne peut être associé d'emblée au régime. Les paiements de soutien du revenu aident le chômeur à prolonger sa recherche d'emploi, donc accroissent ses chances de trouver un travail qui débouchera sur des liens enrichissants avec l'employeur,

allongera la durée de l'emploi et réduira la probabilité d'un nouveau recours à l'assurance-chômage. On peut dire qu'à cet égard, le système est « actif » en soi, d'où l'importance de se faire une idée de l'usage répétitif du régime. À l'exception peut-être de Glenday et Jenkins [1981a, 1981b] et de Magun [1982], deux études remontant à plus de 10 ans, une telle analyse n'a pas été faite à partir de données canadiennes.

Nous passerons ensuite aux questions d'interprétation. Plus précisément, nous essayerons de déterminer comment la participation au régime peut devenir un piège. La notion de piège peut être envisagée sous au moins deux angles. En premier lieu vient l'interprétation « néoclassique » qui repose sur le modèle habituel de l'offre de travail. Selon ce modèle, des personnes bien informées qui maximisent leur fonction d'utilité sont confrontées à une contrainte budgétaire stable et permanente. L'assurance-chômage altère cette contrainte. On prétend souvent qu'elle fausse les choix en faisant pencher la balance du côté des loisirs, ce qui se traduit par une hausse du chômage dans le cadre du modèle. Ce raisonnement est à la base de bon nombre de recherches canadiennes antérieures sur le régime d'assurance-chômage. Grubel, Maki et Sax [1975], Green et Cousineau [1976], Kaliski [1976], Lazar [1978] et Rea [1977] en sont des exemples. Beaucoup de ces chercheurs ont adopté implicitement, parfois même explicitement, un horizon annuel. Toutefois, lorsqu'une personne décide de faire appel au régime à un moment donné pendant une période déterminée, cette personne participera au programme le même laps de temps l'année suivante et toutes les années subséquentes, si les préférences et les contraintes ne changent pas[1]. Fortin [1984] décrit un modèle néoclassique de l'offre de travail qui donne ces résultats. C'est la prodigalité du programme et l'hétérogénéité des préférences de la population en matière d'emploi, qui incitent les gens à recourir de façon réitérée au régime. Les répercussions d'un tel modèle sur le plan des politiques est qu'en modifiant les paramètres du programme, on amènerait le prestataire à effectuer d'autres choix : en diminuant les prestations, par exemple, le bénéficiaire serait plus enclin à travailler, voire ne participerait pas du tout au programme. Par ailleurs, puisque l'usage répétitif reflète certaines caractéristiques et des choix propres aux personnes, le programme devrait tenir compte des antécédents; en d'autres termes, les réitérants devraient verser des primes plus élevées.

Il existe une autre interprétation, à caractère plus historique. Faute d'une meilleure description, nous la désignerons sous l'appellation « création d'un état de dépendance ». Ce modèle suggère que le recours à l'assurance-chômage peut effectivement constituer un piège, mais un piège où les préférences ou les contraintes se modifient. Dans ce cas, l'offre de travail d'une personne dépend de ses antécédents, de telle sorte qu'un cercle vicieux peut se développer, le recours antérieur à l'assurance-chômage créant les conditions préalables d'un recours au programme par la suite. En somme, la probabilité qu'une personne fasse appel à l'assurance-chômage à un moment quelconque est plus élevée lorsqu'il s'agit d'un ancien prestataire[2].

Ce processus peut se manifester de plusieurs façons. Il est possible que les « goûts » ou les possibilités évoluent dans le temps en fonction des antécédents des personnes. Ainsi, il se peut que le nombre de fois où une personne touche des prestations prédispose celle-ci à refaire appel au régime par la suite. Le fait de toucher des prestations peut, du moins en partie, réduire chez les gens le traumatisme qu'on s'associe habituellement à la condition de prestataire; de plus, l'interaction avec le programme pourrait amener ces derniers à mieux connaître les méandres du système et leur rendre la tâche plus facile. Dans l'un ou l'autre cas, la probabilité d'un nouveau recours au régime et la durée des périodes d'aide subséquentes augmentent avec le nombre de prestations antérieures[3].

Sur le plan des politiques, l'hypothèse de la création d'un état de dépendance signifie qu'on devrait modifier la nature du programme. En effet, à chaque nouvelle période de recours au programme, les préférences et les conditions auxquelles une personne est confrontée deviennent de plus en plus néfastes et incitent le prestataire à se fier davantage au soutien du revenu à caractère passif. Pour combattre cette tendance, il faudrait donner aux prestations un caractère « actif »[4]. Une autre incidence en matière de politiques est liée à la conduite de la politique macroéconomique. Si la création d'un état de dépendance offre un fondement microéconomique à l'hystérèse des taux de chômage, on peut alors remettre en question le recours au taux de chômage « naturel » comme point de référence de la politique macroéconomique. Le marché du travail ne devrait pas avoir à subir des chocs politiques profonds car ceux-ci pourraient entraîner des répercussions à long terme en incitant un plus grand nombre de personnes à se prévaloir de l'assurance-chômage et peut-être à se laisser prendre au piège d'un recours réitéré au régime. Il pourrait en résulter une hausse permanente du taux de chômage.

Notre analyse repose sur les données administratives couvrant une période allant de juillet 1971 à mars 1990. Nous avons mis au point un modèle économétrique dérivé des travaux de Heckman et Borjas [1980] et de Stern [1986], qui permet d'analyser les paramètres du recours réitéré à l'assurance-chômage et d'évaluer à la fois l'hypothèse néo-classique et celle de la création d'un état de dépendance.

Plusieurs conclusions découlent de l'analyse. Le régime canadien d'assurance-chômage se caractérise par une fréquence élevée de recours répétitif par ses prestataires. Chaque année, plus de 80 % des bénéficiaires ont déjà touché des prestations et de 40 à 50 % d'entre eux en sont au moins à leur cinquième demande. Le bénéficiaire moyen présente une nouvelle demande d'aide tous les trois ou quatre ans. La présentation d'une demande 14 semaines à peine après la fin des dernières prestations, soit le type de réitération qualifié de « syndrome 10-40 », a beaucoup à faire avec le caractère saisonnier de l'emploi, tandis que la répétition sur une période plus longue, soit dans les cinq années qui suivent les dernières prestations, résulte plutôt du roulement de la main-d'oeuvre dans un domaine d'emploi donné. La probabilité que les jeunes, surtout ceux qui n'ont pas 20 ans,

fassent appel à plus d'une reprise à l'assurance-chômage est beaucoup plus élevée que chez leurs aînés. En fait, la probabilité qu'un jeune bénéficiaire redemande des prestations dans les cinq années suivantes varie entre 80 et 90 %. En outre, il existe une importante relation, statistiquement significative, entre le nombre antérieur de demandes et la probabilité qu'une nouvelle demande soit présentée. En effet, il est beaucoup plus probable qu'un bénéficiaire soumette une troisième demande après en avoir présenté deux qu'il n'en soumette une deuxième après la première période de prestations. Ce comportement n'est pas facile à saisir d'emblée. On peut l'expliquer soit par le modèle néoclassique, soit par celui de l'état de dépendance. On constate également que les bénéficiaires ont tendance à percevoir des prestations pendant des périodes de plus en plus longues après chaque demande. Au lieu de s'en affranchir, ils en dépendent davantage. Il est possible que ceci résulte de la disparition graduelle du traumatisme associé à la présentation d'une demande, une fois qu'on a effectivement touché des prestations. Le terme « traumatisme » devrait être pris dans un sens large et correspondre au coût fixe de l'épreuve psychologique qui consiste à réclamer des prestations, ou à ce qu'il en coûte pour recueillir les renseignements sur le fonctionnement du régime. Ce comportement s'observe particulièrement chez les jeunes. Compte tenu du fait que l'incidence du recours réitéré est très élevée chez les jeunes, il se dégage de tout ceci une image troublante qu'on pourrait décrire comme étant un cercle vicieux de dépendance à l'égard de l'assurance-chômage.

Ces résultats ont des répercussions sur le plan des politiques. S'il faut modifier les prestations d'assurance-chômage pour en faire un instrument à caractère actif plutôt que passif comme l'ont recommandé des organismes tels que la Commission Forget [1986] et le Conseil économique du Canada [1990], il faudrait alors le faire en tenant compte du nombre de demandes présentées par le bénéficiaire. Ainsi, les prestations devraient être accordées la façon habituelle à tous ceux qui présentent une demande pour la première fois, mais elles pourraient devenir un versement à caractère actif pour les personnes qui en soumettent une deuxième dans un laps de temps précis après la première série de prestations. Le régime pourrait être structuré de cette manière peu importe la théorie (néo-classique ou état de dépendance) utilisée pour expliquer la forte incidence des recours réitérés au régime.

Description des données et analyse préliminaire

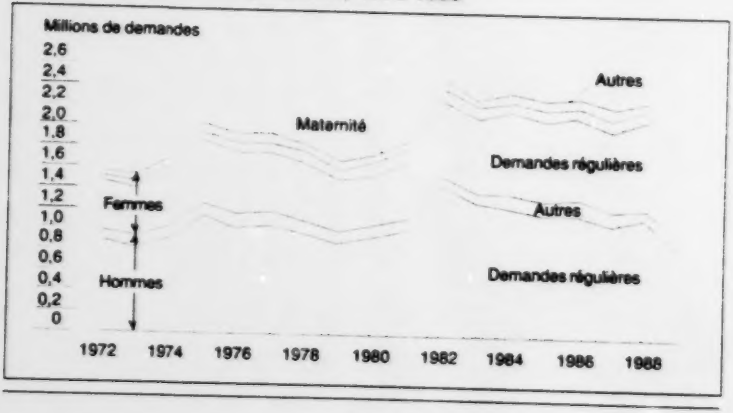
Les données sont tirées d'un fichier de la base de données longitudinale sur la population active. Il s'agit des données utilisées pour administrer le régime canadien d'assurance-chômage et on en trouve la description dans un ouvrage d'Emploi et Immigration [1990]. Ce fichier correspond à un échantillonnage de 10 % des personnes qui ont présenté une demande d'assurance-chômage à un moment quelconque, entre juillet 1971 et mars 1990 environ. Chaque fiche représente une demande de prestations et il est possible de regrouper les données suivant les personnes. On a procédé à un nouvel échantillonnage des personnes faisant partie du

fichier pour que l'analyse porte, au départ du moins, sur un échantillon de 1 %. On n'a tenu compte que des demandes de prestations retenues. Sont donc exclues de l'analyse les personnes qui ont soumis une demande mais n'ont pas pu toucher de prestations ou ont trouvé du travail avant que celles-ci ne débutent. On a dû procéder à d'autres exclusions au cours de l'analyse, principalement à cause de données manquantes. La taille initiale de l'échantillon était de 363 531, soit l'équivalent de 36 353 100 demandes de prestations, regroupées pour chaque par personne selon la date à laquelle les versements ont débuté.

La figure 1 indique le nombre de demandes représentées par l'échantillon, d'après l'année où la demande a été soumise, le sexe du bénéficiaire et le type de demande[5]. Dans l'ensemble, les hommes interviennent pour environ les deux tiers des demandes. La majeure partie des demandes présentées par des hommes, soit environ 90 %, sont de type régulier. Dans la catégorie « autres », on retrouve principalement des demandes pour cause de maladie (environ 4 % des demandes totales présentées par des hommes) et les demandes des pêcheurs (environ 2,3 % du total). Les demandes régulières représentent environ 78 % cent des demandes soumises par des femmes, tandis que celles pour raison de maternité en représentent 11,7 % et celles pour cause de maladie, environ 7 %. Les chiffres cumulatifs correspondent au nombre global de demandes présentées à un moment donné durant une année. Ce chiffre ne peut être comparé directement au nombre de chômeurs à un moment quelconque, mais la courbe semble suivre de façon générale les fluctuations du nombre de chômeurs durant une période donnée. On notera particulièrement la hausse draconienne observée lors de la récession de 1982 et la persistance d'un fort taux de chômage au cours de la période subséquente de reprise[6].

Figure 1

Nombre de demandes de prestations, selon le type de demande et le sexe, Canada, 1972-1988



Les demandes d'une année sont réparties par numéro séquentiel, à savoir le rang de la demande, de la première à la dernière parmi toutes celles présentées par le prestataire. La répartition du nombre total de demandes présentées chaque année par numéro séquentiel, pour l'ensemble des bénéficiaires, est illustrée à la figure 2 pour les hommes, et à la figure 3 pour les femmes. Puisqu'on a commencé à recueillir des données en 1971, toutes les demandes présentées cette année-là sont considérées comme une première demande. Vers la fin des années 80, une évolution stable se dégage de la répartition, notamment en ce qui concerne les hommes. Ainsi, la figure 2 révèle qu'en 1989, 17,7 % seulement des demandes furent soumises par des personnes qui présentaient une première réclamation. Plus de 80 % des réclamations furent donc soumises par d'anciens bénéficiaires. En fait, près de 47 % des bénéficiaires de sexe masculin en 1989 en étaient au moins à leur cinquième demande. La récession de 1982 a manifestement entraîné une hausse du nombre de personnes présentant une demande pour la première fois, mais avec le temps le recours au régime a atteint un équilibre qui se caractérise par une fréquence élevée de réitération. Dès qu'un chômeur soumet une demande de prestations, la probabilité qu'il en présente une seconde par la suite semble très élevée.

La situation est différente chez les femmes (figure 3). Le recours réitéré au régime ne semble pas être aussi important mais il demeure quand même significatif. En 1989, 23 % seulement des prestataires avaient soumis une réclamation pour la première fois. Par ailleurs, la répartition ne semble pas s'être stabilisée de la même façon pour les femmes que pour les hommes. On peut s'attendre à ce que le recours réitéré continue d'augmenter chez les femmes, surtout chez celles qui comptent déjà au moins cinq demandes à leur actif.

Les tableaux 1 et 2 donnent un aperçu de la portée du recours réitéré au régime par participant selon le sexe. Les cohortes de bénéficiaires sont établies d'après l'année où la demande initiale a été présentée. De 1971 à 1989, les bénéficiaires de sexe masculin ont présenté en moyenne 3,33 demandes et ceux de sexe féminin, 2,60. Ces chiffres sont toutefois influencés par la longueur de la période d'échantillonnage. En effet, les personnes qui ont présenté leur première demande vers la fin des années 80 affichent de façon générale un recours moins fréquent au programme parce que la période couverte par les données prend fin au début de 1990. Ce sont pour les personnes qui ont présenté leur première demande au début de la période à l'étude que nous disposons de la période d'observation la plus longue. Par exemple, les hommes qui ont touché leurs premières prestations au début des années 70 ont connu en moyenne plus de quatre périodes et peut-être jusqu'à six périodes de prestations au cours des 15 à 18 années subséquentes, soit une période tous les trois ou quatre ans. De 15 à environ 25 % des membres de la cohorte ne réclament pas d'autres prestations, tandis que de 34 à près de 50 % présentent cinq demandes ou plus. Pour les femmes qui ont soumis une demande pour la première fois au début des années 70, les chiffres correspondants sont trois ou quatre périodes de prestations en moyenne pour la totalité de l'intervalle de temps, 21 à 27 % ne renouvellent pas leur expérience, mais de 22 à 32 % connaissent 5 périodes d'aide ou plus.

Figure 2

Demandes de prestations soumises par des hommes, selon le numéro séquentiel et l'année, Canada, 1971-1989

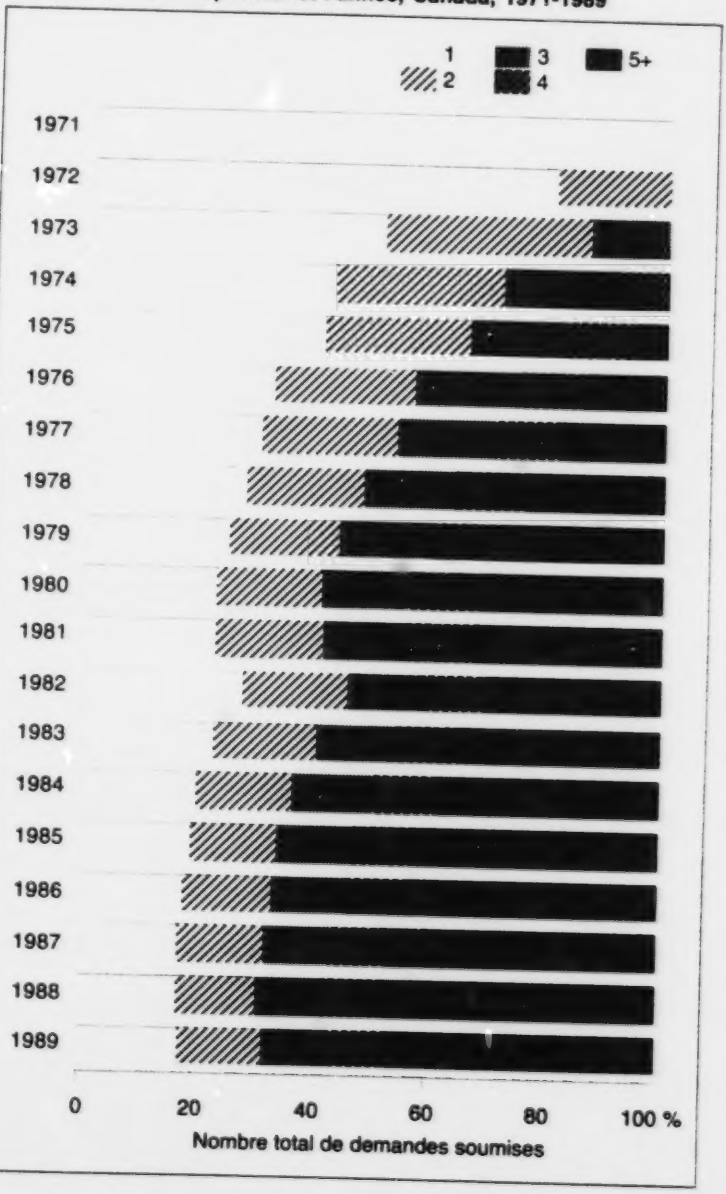


Figure 3

Demandes de prestations soumises par des femmes, selon le numéro séquentiel et l'année, Canada, 1971-1989

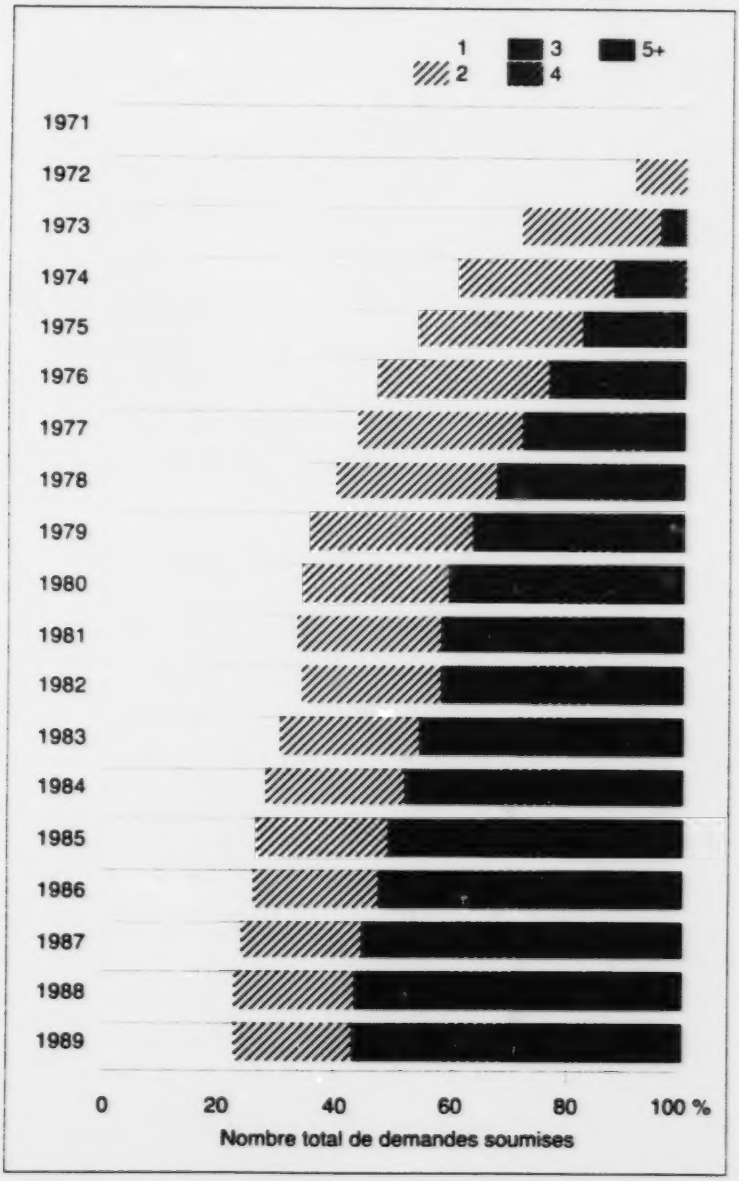


Tableau 1

Nombre de demandes de prestations soumises par des hommes, selon l'année de la première demande, Canada, 1971-1989

	Nombre de personnes dans l'échantillon	Nombre moyen de demandes	Répartition selon le nombre de demandes					
			1	2	3	4	5+	Total
			(En pourcentage)					
1971	3 992	5,98	15,4	12,7	12,5	9,59	49,8	100,0
1972	7 921	4,97	20,1	15,9	12,5	9,48	42,0	100,0
1973	4 661	4,22	26,1	17,1	12,5	9,78	34,6	100,0
1974	4 301	4,10	25,0	17,2	13,5	10,4	33,9	100,0
1975	5 036	3,69	26,7	19,8	13,2	10,7	29,7	100,0
1976	3 718	3,45	32,8	17,7	11,8	10,1	27,6	100,0
1977	3 539	3,37	31,5	18,6	13,7	10,6	25,6	100,0
1978	3 018	3,20	33,7	18,7	12,8	10,4	24,4	100,0
1979	2 437	3,07	33,2	18,5	14,3	11,8	22,1	100,0
1980	2 421	3,07	32,0	19,3	15,4	10,2	23,1	100,0
1981	2 646	2,76	34,9	20,0	16,9	10,9	17,4	100,0
1982	4 235	2,38	36,7	25,0	14,6	9,23	11,5	100,0
1983	3 153	2,28	43,8	22,2	14,8	8,56	10,7	100,0
1984	2 747	2,04	47,7	23,2	14,7	8,48	6,05	100,0
1985	2 461	1,90	49,5	25,5	14,4	7,64	2,96	100,0
1986	2 408	1,70	53,5	27,7	14,6	4,11	0,12	100,0
1987	2 081	1,52	57,6	33,7	8,31	0,43	0,00	100,0
1988	2 119	1,22	78,4	20,9	0,71	0,00	0,00	100,0
1989	1 690	1,01	99,3	0,71	0,00	0,00	0,00	100,0
Total	64 584	3,33	35,8	19,3	12,7	8,74	23,5	100,0

Tableau 2

Nombre de demandes de prestations soumises par des femmes, selon l'année de la première demande, Canada, 1971-1989

	Nombre de personnes dans l'échantillon	Nombre moyen de demandes	Répartition selon le nombre de demandes					
			1	2	3	4	5+	Total
			(En pourcentage)					
1971	1 780	4,06	21,5	18,7	15,5	12,5	31,9	100,0
1972	5 139	3,59	24,2	21,7	16,8	11,4	26,0	100,0
1973	4 355	3,23	27,5	22,3	16,9	11,3	22,0	100,0
1974	4 075	3,26	27,2	22,4	17,1	11,4	21,9	100,0
1975	4 075	3,09	29,3	22,6	17,2	11,0	19,9	100,0
1976	3 556	2,97	31,1	23,4	16,5	10,6	18,4	100,0
1977	3 340	2,90	30,9	23,5	17,5	10,9	17,3	100,0
1978	2 977	2,72	32,4	24,7	18,2	10,5	14,2	100,0
1979	2 439	2,63	34,7	25,3	16,5	9,59	13,9	100,0
1980	2 330	2,58	35,2	25,3	16,0	10,1	13,4	100,0
1981	2 508	2,52	34,1	26,5	17,5	10,3	11,5	100,0
1982	3 127	2,32	34,9	30,4	18,5	8,28	7,93	100,0
1983	2 761	2,20	37,6	30,7	17,9	7,32	6,58	100,0
1984	2 742	2,02	41,8	32,4	15,1	5,87	4,89	100,0
1985	2 622	1,77	50,2	31,4	12,4	4,08	1,98	100,0
1986	2 525	1,60	55,7	31,3	10,1	2,81	0,12	100,0
1987	2 385	1,38	67,9	26,5	5,41	0,13	0,04	100,0
1988	2 358	1,17	83,2	16,7	0,13	0,00	0,00	100,0
1989	2 046	1,01	99,3	0,73	0,00	0,00	0,00	100,0
Total	57 140	2,60	39,1	24,2	12,7	8,74	15,3	100,0

Le tableau 3 indique le nombre moyen de demandes présentées au cours de la période d'échantillonnage par secteur industriel où la demande initiale a été faite, tandis que le tableau 4 fournit la même information mais par région[7]. Les personnes qui oeuvrent dans le secteur agricole, les foresteries ou les pêches présentent près de quatre demandes en moyenne, et 32 % en soumettent cinq ou davantage. Les chiffres sont plus faibles pour les mines et encore davantage pour le secteur manufacturier. Les travailleurs du secteur des services connaissent le nombre moyen de demandes le plus faible, en particulier ceux des services non commerciaux qui comptent un peu moins de deux demandes, en moyenne. En fait, la majorité d'entre eux ne présentent qu'une demande, tandis qu'environ 7 % en soumettent cinq ou plus. Sur le plan régional, les prestataires de Terre-Neuve sont les plus prédisposés à recourir de nouveau au régime. Environ 22 % des bénéficiaires de cette province ne traversent qu'une seule période de prestations, alors plus de 40 % en enregistrent au moins cinq. Aucune autre région n'affiche de tels extrêmes. Le nombre le plus faible de périodes de prestations (2,3 en moyenne) est observé en Alberta où 43 % de ceux qui présentent une demande pour la première fois ne répètent plus leur geste au cours de la période d'observation, tandis que 10,4 % seulement récidivent cinq fois ou davantage.

Pièges et cercles vicieux

Comment devrait-on interpréter cette fréquence élevée du recours réitéré à l'assurance-chômage ? D'abord, une réserve s'impose quant aux définitions et à l'échantillonnage. Les tableaux qui précèdent sont tous fondés sur la définition la plus générale qui soit du réitérant. On entend par réitérant une personne qui présente au moins deux demandes de prestations durant la période à l'étude. Pareille définition ne permet pas un traitement symétrique de tous les sujets de l'échantillon. Ainsi, une personne qui présente sa première demande en 1972 aura 17 années pour en soumettre une autre et tomber dans le groupe des « réitérants », tandis qu'un chômeur qui la soumet en 1988 n'aura qu'un an pour en faire autant. Ce problème d'échantillonnage nous contraint à restreindre en partie l'analyse du comportement des bénéficiaires à une période déterminée, suivant la fin des prestations.

Cela dit, notre modèle du recours réitéré à l'assurance-chômage repose essentiellement sur le modèle décrit par Flinn et Heckman [1982], Heckman [1991] et surtout Heckman et Borjas [1980]. Dans ces ouvrages, on définit « la création d'un état de dépendance » comme une situation où l'histoire, dans un perspective structurelle quelconque, influe sur l'évolution du marché du travail. Ceci s'oppose au modèle « néoclassique » où l'évolution du marché ne dépend que des attributs individuels.

Heckman et Borjas [1980] décrivent ces modèles de façon particulièrement claire.

Tableau 3

Nombre de demandes de prestations selon le secteur industriel lors de la première demande, Canada, 1971-1990

	Nombre de personnes dans l'échantillon	Nombre moyen de demandes	Répartition selon le nombre de demandes					
			1	2	3	4	5+	Total
			(En pourcentage)					
Agriculture, foresterie et pêches	36 297	3,93	28,5	17,5	12,8	9,63	31,7	100,0
Mines	27 431	3,23	30,8	21,7	15,3	10,3	22,0	100,0
Fabrication	12 196	2,35	43,4	23,3	14,2	7,84	11,2	100,0
Construction	3 647	2,49	32,5	22,8	15,2	10,2	19,4	100,0
Services de distribution[1]	13 732	2,18	45,9	24,5	14,0	7,26	8,30	100,0
Services non commerciaux[2]	12 474	1,97	54,7	22,4	10,8	5,18	6,96	100,0
Autres services[3]	14 846	2,14	45,6	25,9	13,5	6,98	8,05	100,0
Total	120 623	2,90	37,4	21,5	13,6	8,57	18,9	100,0

1 Services de distribution : transport; entreposage; communications; électricité, gaz et eau; commerce de gros, commerce de détail.
2 Services non commerciaux : enseignement et services connexes; services médicaux et sociaux; organismes religieux; administration publique.
3 Autres services : finances, assurance et services immobiliers; spectacles et loisirs; services aux entreprises; services personnels; hébergement et restauration; autres services.

Tableau 4

Nombre de demandes de prestations selon la région lors de la première demande, Canada, 1971-1990

	Nombre de personnes dans l'échantillon	Nombre moyen de demandes	Répartition selon le nombre de demandes					
			1	2	3	4	5+	Total
			(En pourcentage)					
Terre-Neuve	3 183	5,23	21,8	15,5	12,6	9,39	40,7	100,0
Maritimes[1]	8 877	3,95	29,8	18,4	12,9	8,94	29,9	100,0
Québec	34 143	2,94	33,3	20,8	13,6	9,03	23,3	100,0
Ontario	42 497	2,57	41,5	22,4	13,5	8,29	14,3	100,0
Manitoba-Saskatchewan	8 703	2,58	41,7	22,5	13,6	7,70	14,5	100,0
Alberta	9 385	2,33	43,0	24,7	14,3	7,49	10,4	100,0
Colombie-Britannique	14 831	2,87	37,6	21,5	14,1	8,97	17,9	100,0
Total	121 619	2,98	37,5	21,6	13,6	8,55	18,8	100,0

1 Ne comprend pas Terre-Neuve.

Ils perçoivent trois types d'état de dépendance : (1) une dépendance reliée à la durée, où la probabilité de quitter un état donné dans la population active varie avec le temps écoulé dans cet état; (2) une dépendance reliée à la durée mais avec des retards échelonnés, où la probabilité d'abandonner un état dépend du laps de temps précédemment passé dans cet état ou un autre état; et (3) une dépendance reliée à la fréquence des passages d'un état à un autre, où la probabilité de changer d'état dépend du nombre de fois passés dans cet état ou tout autre état au sein de la population active. Ces auteurs soutiennent qu'il n'est pas facile de faire une distinction entre les différents états de dépendance à partir d'un modèle qui repose sur l'hétérogénéité des caractéristiques individuelles, car certains éléments importants peuvent échapper à l'analyste. Ils décrivent les conditions en vertu desquelles on peut identifier les trois types d'état de dépendance et concluent que c'est le troisième qui nécessite les hypothèses les moins restrictives[8].

Notre analyse portera sur la dépendance reliée à la fréquence des mouvements d'un état à un autre au sein de la population active. Le modèle de Heckman et Borjas peut s'appliquer à cette analyse en se fondant sur deux approches connexes. La première suppose que chaque demande d'assurance-chômage augmente la *probabilité* qu'une nouvelle demande soit présentée. Si tel est le cas, le laps de temps qui sépare deux demandes devrait se raccourcir d'une fois à l'autre. En second lieu, il est possible de soutenir que chaque demande de prestations allonge la période de prestations subséquente. La durée des prestations devrait donc augmenter à chaque nouvelle demande. Ainsi, le recours réitéré à l'assurance-chômage amorce un mouvement qui s'autoalimente et devient plus sérieux avec le temps. Cette approche se distingue du modèle néoclassique qui prévoit aussi une fréquence élevée de recours réitéré à l'assurance-chômage, mais en supposant que la durée moyenne des prestations reste la même, quand tous les autres facteurs demeurent constants.

Pour vérifier s'il y a dépendance reliée à la fréquence des passages d'un état à un autre, il importe d'observer plusieurs périodes propres à un état donné au sein de la population active. La durée des périodes de prestations d'assurance-chômage peut servir de test à cet égard, tout comme le laps de temps qui sépare deux périodes successives. Quoique les données utilisées ici couvrent une très longue période, elles ne nous renseignent pas complètement sur les activités poursuivies entre deux périodes de prestations. On peut déterminer la date précise où débute et finit chaque réclamation durant la période à l'étude, donc voir si chaque demande prolonge la période de prestations subséquente. Toutefois, les données ne contiennent que des renseignements limités sur le laps de temps qui s'écoule avant la présentation de la première demande ou après la fin de la dernière réclamation[9]. On ignore quand le prestataire s'est joint à la population active et combien de temps il a passé à chercher un emploi ou a travaillé avant de faire une demande de prestations pour la première fois. De même, on ignore tout des activités après la fin de la dernière période de prestations. Par conséquent, pour connaître les dates exactes d'au moins deux périodes entre les demandes de prestations, il faudrait que le bénéficiaire

soumette au moins trois réclamations durant la période à l'étude. Pareille exigence introduirait vraisemblablement une distorsion au sein de l'échantillon lorsqu'on tente d'analyser dans quelle mesure chaque demande accroît la possibilité qu'une nouvelle demande soit soumise par la suite[10].

Une façon de procéder consisterait notamment à se servir de l'échantillon pour analyser la dépendance et à corriger la distorsion, comme l'a fait Heckman [1979], en modélisant la probabilité qu'un prestataire présente au moins trois demandes. Nous avons néanmoins rejeté cette possibilité pour retenir plutôt la technique élaborée par Stern [1986] qui consiste à modéliser la probabilité qu'une demande quelconque soit suivie d'une autre.

Analyse logit du recours réitéré au programme

Stern [1986] a examiné l'incidence des périodes répétées de chômage au sein d'un échantillon quasi-longitudinal d'hommes du Royaume-Uni qui ont connu une période de chômage pendant l'automne de 1978. Le chercheur voulait plus précisément estimer dans quelle mesure la somme potentielle des prestations peut influer sur la probabilité d'une nouvelle période de chômage. La probabilité qu'une nouvelle demande de prestations soit présentée dans les six ou douze mois suivant la fin de la période de chômage initiale a été modélisée à l'aide d'une distribution logistique. En fait, Stern a estimé deux points sur la fonction de survivant qui représente la période de transition entre l'emploi (ou la non-participation) et le chômage, pour une cohorte donnée de personnes.

Son modèle ne possède pas une capacité de prédiction très élevée. Stern en arrive à la conclusion que la somme des prestations d'assurance-chômage exerce peu d'influence sur la possibilité de présenter une nouvelle réclamation. Mais son résultat le plus solide et le plus intéressant a trait à l'influence des périodes antérieures de chômage sur la probabilité de traverser une nouvelle période de chômage. En effet, les personnes qui avaient connu une période de chômage avant l'automne de 1978 avaient une probabilité de chômer de nouveau qui était de 10 à 12 % plus élevée que pour ceux qui n'avaient pas été en chômage avant cette date. On a aussi pu observer que la durée de la période de chômage en 1978 exerçait une influence déterminante, statistiquement significative, sur la probabilité de soumettre une nouvelle demande de prestations. Stern a souligné que l'interprétation des résultats est dans une certaine mesure ambiguë. En effet, ces derniers pourraient traduire l'influence d'une hétérogénéité individuelle non décelée ou représenter un état de dépendance. L'auteur termine en recommandant d'entreprendre des recherches plus poussées sur la nature du rôle que jouent les périodes de chômage antérieures sur la probabilité de se retrouver en chômage.

Nous avons utilisé une technique analogue afin de mettre en relief les caractéristiques individuelles associées le plus souvent au recours réitéré à

l'assurance-chômage et de mesurer l'influence des antécédents de travail sur la possibilité d'un nouveau recours au régime. On a défini trois catégories de réitérants pour que l'horizon temporel de l'échantillon ne joue en aucune manière sur la possibilité de faire partie des réitérants et afin de mettre l'accent sur différents modèles de comportement. Il est possible que certaines personnes soient sujettes au prétendu « syndrome 10-40 », par exemple en raison de la saisonnalité de leur emploi. Par conséquent, il se peut que ces personnes soient portées à refaire appel au régime très rapidement après une période de prestations. D'autres peuvent travailler dans un secteur cyclique et recourir à l'assurance-chômage en fonction de l'évolution du cycle. Nous mettons donc l'accent sur les catégories suivantes de réitérants : (1) réitérant à court terme, soit celui qui recourt de nouveau au régime dans les 14 semaines qui suivent la fin des prestations; (2) réitérant annuel, celui qui redemande des prestations dans les 52 semaines qui suivent et (3) réitérant à long terme, celui qui refait appel au programme dans les cinq ans suivant la dernière demande. Ceci définit trois points sur la fonction de survivant qui détermine le passage de l'état actif à celui de prestataire.

D'après Stern [1986], on peut modéliser la probabilité de devenir réitérant à l'aide d'une distribution logistique. Puisque l'estimation des modèles de type logit exige l'emploi des techniques de vraisemblance maximale, on a réduit davantage la taille de l'échantillon en ne retenant que les réclamations d'une personne sur 10. Il aurait été impossible de retenir l'échantillon initial d'un bénéficiaire sur 100. Par ailleurs, l'analyse ne porte que sur les demandes des pêcheurs et les demandes régulières : on a donc exclu les demandes de prestations pour cause de maternité, de maladie et d'autres raisons[11].

On a utilisé les trois définitions décrites ci-dessus du recours réitéré au régime. Lorsqu'il y a réitération dans les 14 semaines, l'échantillon retenu couvre la période se terminant la dernière semaine de 1989. Chaque fiche de l'analyse correspond à une demande de prestations approuvée et reçoit la valeur 1 ou 0 selon que la même personne soumet ou ne soumet pas une autre demande dans les 14 semaines suivant celle où les prestations ont pris fin. La troncature de l'échantillon assure un traitement symétrique des fiches. En effet, les personnes qui ont soumis une demande en janvier, en février ou en mars 1990 n'auraient pas la même possibilité d'être désignées comme réitérantes, les données de l'échantillon s'arrêtant en mars 1990. On a procédé de la même façon pour les demandes réitérées dans les 52 semaines et les 260 semaines, en raccourcissant l'échantillon de un et de cinq ans, respectivement.

Les variables explicatives utilisées reflètent les renseignements disponibles dans le fichier original et les hypothèses pertinentes. On les décrit au tableau A-1 de l'annexe A, tandis que des valeurs statistiques sommaires apparaissent aux tableaux A-2 et A-3. La taille de l'échantillon pour les hommes est la suivante : 14 semaines, 18 114; un an, 17 256; cinq ans, 12 875. Pour les femmes, elle s'établit respectivement à 11 027, 10 359 et 7 239. On prend comme point de référence pour

les modèles logit le bénéficiaire employé dans le secteur manufacturier de l'Ontario dont les caractéristiques sont définies par une valeur de zéro pour toutes les variables indicatrices et dont la demande de prestation a débuté au cours du premier trimestre de l'année. Le tableau A-4 de l'annexe A donne les résultats de l'analyse pour le sous-échantillon masculin tandis que le tableau A-5 les donne pour celui des femmes[13].

L'influence des variables dans le modèle et les différences entre les hommes et les femmes sont plus faciles à cerner lorsqu'on examine les probabilités prévues et l'influence marginale des variables *(tableaux 4 et 5)*. Seules les variables explicatives significatives au seuil de confiance d'au moins 90 % sont considérées comme ayant une influence non négligeable sur la probabilité d'une réitération. Les calculs de ces tableaux se fondent également sur le cas normalisé du prestataire de l'Ontario qui travaillait dans le secteur manufacturier, avait présenté sa demande initiale au premier trimestre de l'année et possédait les autres caractéristiques nécessaires pour que les variables indicatrices aient la valeur zéro[14].

Dans la plupart des cas, la probabilité que les demandes de prestations présentées par les hommes entraînent un recours ultérieur à l'assurance-chômage est plus élevée que ce n'est le cas pour des demandes soumises par les femmes. La seule exception notoire est celle de la réitération dans les cinq années subséquentes. La probabilité qu'un homme présente une nouvelle demande d'assurance-chômage dans les 14 semaines qui suivent la fin des prestations initiales est de 21 %, contre 13 % seulement dans le cas d'une femme. La probabilité d'une réitération durant l'année, par contre, se situe a environ 40 % pour les deux sexes. Enfin, la probabilité d'une réitération dans les cinq ans est très élevée, peu importe le sexe, mais atteint près de 70 % pour les femmes alors qu'elle s'établit à 61 % pour les hommes.

Le genre de réitération propre aux hommes est dominé par des facteurs saisonniers à court terme. Ainsi, la probabilité d'une réitération dans les 14 semaines tombe de 4,5 et de près de 6 % quand on examine respectivement les prestations qui débutent au deuxième et au troisième trimestre. Elle recule de plus de 8 % lorsque les prestations commencent pendant le quatrième trimestre. Les demandes soumises par un homme au quatrième trimestre ont à peu près la même probabilité de réitération que les demandes des femmes présentées à n'importe quel trimestre. L'influence du facteur saisonnier diminue graduellement à mesure que l'horizon s'allonge.

L'influence du secteur industriel s'accroît en importance. Dans l'horizon le plus court, les secteurs de la construction, des services de distribution et des services non commerciaux affichent une probabilité de réitération sensiblement différente de celle observée pour le secteur manufacturier; mais, avec l'horizon le plus long, seuls les services de distribution sont indissociables du secteur manufacturier. Un emploi en agriculture, en foresterie ou dans les pêches accroît la probabilité de réitération dans

Tableau 5

Probabilité de réitération à l'assurance-chômage par des hommes

	14 semaines	Un an	Cinq ans
Probabilité de réitération[1]	21,0	40,9	60,8
Variation de la probabilité			
Âge[2]	1,32	4,76	2,95
Personnes à charge	–1,34	0,00	4,52
Étudiant	0,00	0,00	0,00
Taux chômage[3]	0,95	1,49	0,00
ZMR	0,00	–4,41	–2,97
Terre-Neuve	5,87	19,7	24,2
Maritimes	5,91	14,4	14,3
Québec	4,33	6,82	8,56
Man.-Sask.	0,00	0,00	0,00
Alberta	0,00	0,00	0,00
C.-B.	5,83	0,00	0,00
Agr-for-pêches	0,00	4,68	9,22
Mines	0,00	0,00	3,88
Construction	2,43	3,32	6,31
Services distr.	–4,57	–3,08	0,00
Services non comm.	–2,36	0,00	–7,09
Autres services	0,00	–3,34	–5,60
2e trimestre	–4,54	–5,44	–3,80
3e trimestre	–5,85	–4,73	0,00
4e trimestre	–8,03	0,00	0,00
Quatre semaines	–6,75	5,65	–5,55
Taux prest.[2]	0,00	0,50	0,00
Prest. + max.	0,37	–0,21	0,00
Formation antérieure	–3,34	–6,89	0,00
Semaines prestations[2]	0,92	–2,24	–1,77
Nombre de périodes[3]	4,21	7,24	8,40
Emploi > 52	0,00	–9,62	–9,38

1 Pour une personne présentant les caractéristiques normalisées suivantes : Age : 33 ans; Taux de chômage : 10 %; Taux de prestations : 167 $; Prest. + max. : 140 $; Semaines de prestations : 22; Nombre de périodes : 1. Autres variables indicatrices établies à zéro.
2 Variation de la probabilité pour un changement de 10 unités de la variable indépendante.
3 Variation de la probabilité pour un changement d'une unité de la variable indépendante.

les cinq ans de plus de 9 %, tandis qu'un travail dans les services non commerciaux la réduit de plus de 7 %. Le secteur d'emploi influe aussi considérablement sur la situation des femmes, mais d'une autre façon. À court terme, la probabilité de réitération la plus élevée se retrouve chez les femmes employées dans le

Tableau 6

Probabilité de réitération à l'assurance-chômage par des femmes

	14 semaines	Un an	Cinq ans
Probabilité de réitération[1]	13,1	39,9	68,9
Variation de la probabilité			
Âge[2]	0,00	3,42	–1,41
Personnes à charge	–2,93	–3,23	0,00
Étudiant	0,00	5,47	0,00
Taux chômage[3]	1,74	2,59	0,99
ZMR	0,00	–4,61	0,00
Terre-Neuve	0,00	11,5	8,28
Maritimes	6,17	12,6	8,51
Québec	5,69	5,00	4,24
Man.-Sask.	0,00	0,00	0,00
Alberta	0,00	–11,1	0,00
C.-B.	0,00	–4,73	0,00
Agr-for-pêches	–3,38	0,00	0,00
Mines	–5,56	0,00	–5,13
Construction	–5,84	0,00	0,00
Services distr.	–7,80	–10,6	–8,21
Services non comm.	–4,56	0,00	0,00
Autres services	–6,47	–8,02	–6,36
2e trimestre	–2,00	3,47	0,00
3e trimestre	0,00	0,00	0,00
4e trimestre	0,00	4,19	0,00
Quatre semaines	0,00	3,35	0,00
Taux prest.[2]	0,00	0,00	0,00
Prest. + max.	0,00	–0,27	0,00
Formation antérieure	0,00	0,00	0,00
Semaines prestations[2]	–0,04	–4,00	–3,39
Nombre de périodes[3]	2,50	5,97	6,04
Emploi > 52	–4,55	–12,8	–5,55

1 Pour une personne présentant les caractéristiques normalisées suivantes : Age : 33 ans; Taux de chômage : 10 %; Taux de prestations : 167 $; Prest. + max. : 140 $; Semaines de prestations : 22; Nombre de périodes : 1. Autres variables indicatrices établies à zéro.
2 Variation de la probabilité pour un changement de 10 unités de la variable indépendante.
3 Variation de la probabilité pour un changement d'une unité de la variable indépendante.

secteur manufacturier. L'influence du secteur industriel s'affaiblit avec le temps, si bien que trois industries sur six seulement affichent une probabilité sensiblement différente de celle du secteur manufacturier pour la réitération dans les cinq ans.

La région de résidence a largement la même influence sur les deux sexes. Les résultats obtenus pour les hommes indiquent que la principale distinction a trait aux provinces à l'est d'Ottawa, comparativement aux autres, quel que soit l'horizon retenu. Parmi les provinces de l'ouest, seule la Colombie-Britannique diffère sensiblement de l'Ontario pour l'horizon le plus court. La probabilité de réitération dans les 14 semaines à Terre-Neuve et dans les Maritimes est approximativement de 5,9 % plus élevée qu'en Ontario (4,3 % au Québec). Si le syndrome 10-40 existe bel et bien, il est plus probable qu'il se manifeste dans l'est, mais pas sensiblement plus que dans l'ouest. Pour les horizons de temps plus étendus, la probabilité de réitération est plus élevée dans l'est, et nettement plus à Terre-Neuve que n'importe où ailleurs. Ainsi, si un Ontarien a 61 % de probabilité de faire plusieurs fois appel à l'assurance-chômage en l'espace de cinq ans, cette probabilité atteint 75 % pour un travailleur de Terre-Neuve présentant les mêmes caractéristiques. Le tableau provincial est en grande mesure similaire pour les femmes, sauf à Terre-Neuve où la probabilité de réitération à court terme n'est pas plus élevée qu'en Ontario. Les travailleuses de l'Alberta et de la Colombie-Britannique se caractérisent par une probabilité nettement plus faible pour l'horizon d'un an. Ces différences mises à part, la dichotomie est-ouest est claire. La probabilité de réitération est la même à Terre-Neuve et dans les autres provinces de l'Atlantique pour l'horizon de 14 semaines, mais on note une divergence considérable pour les horizons plus longs.

Puisque l'âge n'influe pas de façon linéaire sur la probabilité de réitération, on peut l'illustrer plus facilement et plus précisément à l'aide d'un graphique. Les figures 4 et 5 montrent la relation qui existe entre la probabilité de devenir un réitérant pour les quatre définitions, selon le sexe. Dans la plupart des cas, la probabilité diminue avant de remonter très légèrement puis de redescendre. La relation cubique est plus évidente chez les hommes que chez les femmes et se renforce avec la longueur de l'horizon. La probabilité de réitération est particulièrement élevée chez les jeunes. Le modèle semble suggérer que lorsqu'un jeune homme présente sa première demande à 16 ans, la probabilité qu'il en soumette une autre dans les cinq années qui suivent atteint presque 90 %. Cette probabilité chute rapidement pour parvenir à un minimum ponctuel d'environ 60 % à 33 ans. La probabilité est également très élevée pour les jeunes femmes, soit environ 80 %, mais ne baisse que peu à peu avec l'âge, de façon presque linéaire. Il ne semble pas exister de relation très étroite entre l'âge et le recours répétitif au programme pour l'horizon de 14 semaines. La probabilité que les hommes de moins de 20 ans demandent d'autres prestations après 14 semaines est plus élevée que pour les hommes plus âgés, mais au-delà de 25 ans, il n'y a pas d'autre baisse avant environ 60 ans. Il n'existe pas de relation statistiquement significative entre l'âge et la probabilité de réitération dans les 14 semaines pour les femmes.

L'influence de la formation antérieure sur la probabilité de réitération se limite aux hommes et aux horizons les plus courts. On peut voir au tableau 5 qu'une formation préalable réduit la probabilité de réitération dans les 14 semaines de 3,3 %, et dans l'année, de 6,9 %. On ne doit pas voir là une preuve définitive de

Figure 4

Probabilité de réitération des hommes à l'assurance-chômage, selon l'âge lors de la première demande, Canada

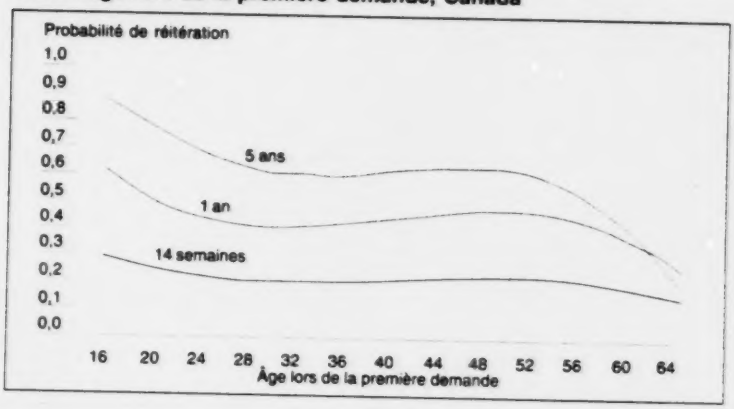
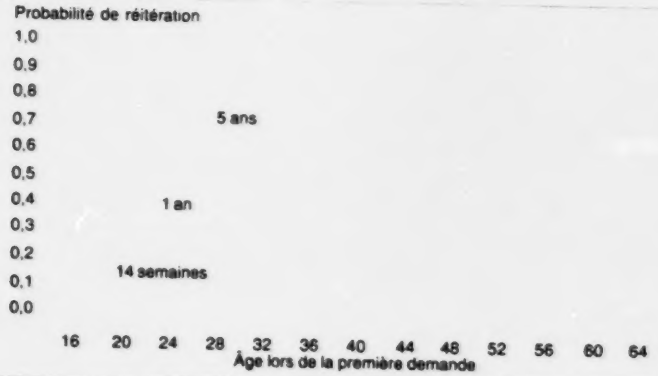


Figure 5

Probabilité de réitération des femmes à l'assurance-chômage, selon l'âge lors de la première demande, Canada



l'incidence de la formation, surtout parce qu'on n'a accordé aucune attention à ce volet particulier du programme. Au plus, ce résultat suggère qu'on devra se montrer prudent au moment de formuler des recommandations en vue d'élargir le volet formation du régime d'assurance-chômage et que, dans le moindre des cas, il faudrait pousser les recherches[15].

Collectivement, les variables qui traduisent les antécédents de travail du prestataire exercent une influence considérable sur la probabilité de réitération. Plus précisément, le nombre de demandes antérieures influe sur la probabilité de réitération d'une manière essentiellement non linéaire. Ceci apparaît clairement aux tableaux A-4 et A-5 de l'annexe A. La probabilité de réitération dans les 14 semaines augmente de plus de 4 % lorsqu'il s'agit d'une deuxième demande, comparativement à une première demande, pour le même individu. L'écart passe à 8,4 % avec l'horizon de cinq ans. Pour les femmes, les chiffres correspondants sont de 2,5 et 6,0 %.

La durée du dernier emploi a lui aussi une influence notable sur la probabilité de réitération. Elle n'exerce aucune incidence sur l'horizon de 14 semaines chez les hommes, mais son influence est bien marquée dans le cas des autres horizons, puisqu'elle abaisse la probabilité de réitération d'environ 9,5 %. En ce qui concerne les femmes, cette influence affecte tous les horizons. Les femmes qui ont travaillé plus d'un an ont 4,6 % moins de probabilité de soumettre une nouvelle demande de prestations au cours des 14 semaines subséquentes et près de 13 % moins de probabilité d'en présenter une dans l'année, comparativement à leurs collègues dont l'emploi n'a pas dépassé un an.

On pourrait soutenir que ces résultats ne permettent pas de faire la distinction entre le modèle néoclassique de l'usage répétitif et un modèle fondé sur l'état de dépendance puisqu'aucun contrôle n'est exercé sur l'hétérogénéité individuelle non décelée; en d'autres termes, on ignore s'il y a une relation structurelle entre le nombre de demandes de prestations antérieures et la probabilité de soumettre une nouvelle demande; en d'autres termes, il est impossible de déterminer s'il s'agit effectivement du « piège » de l'assurance-chômage ou simplement d'une influence fictive attribuable à des variables non observées. Néanmoins, les résultats montrent bien la portée et le profil de l'usage réitéré du régime et les caractéristiques individuelles qui s'y rapportent. À court terme, les facteurs saisonniers prédominent tandis qu'à plus longue échéance, ce sont les facteurs propres au secteur industriel qui entrent en jeu. Il convient également de souligner la très forte probabilité d'un recours réitéré au programme chez les jeunes, surtout de sexe masculin.

Analyse de régression de l'état de dépendance

Cette section tente de répondre à la question suivante : La participation antérieure au régime d'assurance-chômage exerce-t-elle une influence sur la durée des prestations subséquentes ? Comme on l'a suggéré, cette interrogation a trait à un type particulier de dépendance qui agit sur le comportement de la population active et que Heckman et Borjas [1980] ont baptisé « état de dépendance reliée à la fréquence des passages d'un état à un autre ».

Les tentatives d'analyse de cette forme de dépendance se sont limitées à la dyna-

mique du chômage. On n'a pas analysé ce type de dépendance pour l'assurance-chômage. Ellwood [1982] s'inquiète des répercussions à long terme du chômage en début de carrière sur un échantillon d'adolescents américains. Il conclut cependant que rien ne prouve qu'un chômage précoce sert de point de départ à un cercle vicieux de chômage récurrent (p. 350). Ruhm [1991] parvient à une conclusion analogue dans son étude sur les conséquences à long terme d'un changement d'emploi. Les deux chercheurs recourent à une méthode similaire, que Willis [1982] a critiquée.

Heckman et Borjas [1980: 272-279] donnent les résultats d'une analyse de l'état de dépendance pour la dynamique de l'emploi et du chômage chez les diplômés des écoles secondaires américaines. Eux aussi concluent que rien n'indique l'existence d'une telle relation, mais font la réserve que leur échantillon est relativement restreint puisqu'il ne regroupe que de 33 à 50 observations et ne couvre qu'une période de 30 mois [1980 : 279]. Le test utilisé par ces auteurs repose sur l'argument que s'il y a bien état de dépendance, la distribution des périodes d'assurance-chômage devrait varier selon le numéro séquentiel de la période. On peut procéder à une vérification à différents points de cette distribution. Un test de « l'état de dépendance moyen » déterminera si la durée moyenne des périodes varie en fonction du numéro séquentiel de la période.

La possibilité que les périodes s'allongent graduellement peut être analysée à l'aide de notre ensemble de données, qui est beaucoup plus important et couvre une période considérablement plus longue que les autres études disponibles. Le tableau 7 indique la durée moyenne de la période de prestations, en fonction de deux définitions différentes, par numéro séquentiel et par sexe. Celles-ci sont les suivantes : nombre de semaines au cours desquelles les prestations ont été versées durant la période et durée véritable de la réclamation. Il est possible que ces deux mesures diffèrent, notamment lorsqu'un prestataire travaille et ne touche pas de prestations, même si sa demande demeure active, et qu'il réclame par la suite le solde des prestations. Cette situation est susceptible de se manifester davantage depuis la suppression de la règle de quatre semaines en 1977. On a recours aux deux définitions dans le but de vérifier la sensibilité des résultats. Il est difficile de dire d'emblée quelle définition convient le mieux aux fins poursuivies ici. De fait, d'autres définitions de la durée d'une période d'aide pourraient être envisagées[16].

On présente également les moyennes pour un échantillon de « jeunes » hommes et femmes, soit les prestataires qui avaient moins de 17 ans en 1971. Cet échantillon sert à vérifier si on a tenu compte de toutes les interactions des bénéficiaires avec le régime d'assurance-chômage. Le numéro séquentiel n'indique que le nombre de demandes soumises depuis 1971, année où le régime a été refondu. Il précise donc le nombre de demandes de prestations du régime d'assurance-chômage tel que défini par la loi de 1971 et ses amendements subséquents, plutôt que le nombre total de demandes présentées dans le cadre du programme. L'établissement d'un sous-échantillon de jeunes qui ne pouvaient faire partie de la population active avant

Tableau 7

Durée moyenne de la période de prestations, selon le numéro séquentiel et le type de période

	Taille de l'échantillon	Semaines de prestations	Durée de la demande
		(Semaines)	
Numéro séquentiel de la période			
Sous-échantillon hommes			
1	36 891	19,8	28,2
2	28 093	20,6	29,9
3	20 206	21,7	32,7
4	14 748	22,8	34,0
5	10 924	23,4	35,4
Toutes les périodes	142 912	21,8	32,2
Sous-échantillon jeunes hommes			
1	14 993	22,9	32,4
2	10 128	23,7	33,8
3	6 867	24,2	35,2
4	4 630	25,0	36,6
5	3 205	25,2	37,4
Toutes les périodes	46 290	24,0	34,6
Sous-échantillon femmes			
1	32 368	21,3	28,2
2	20 328	22,8	30,6
3	12 189	23,9	32,9
4	7 540	24,8	34,9
5	4 763	25,2	36,0
Toutes les périodes	87 106	23,0	31,5
Sous-échantillon jeunes femmes			
1	12 001	22,4	30,5
2	6 905	24,1	32,8
3	3 732	25,3	35,0
4	2 104	26,5	36,6
5	1 188	27,0	37,5
Toutes les périodes	27 586	24,0	32,9

la mise en place du nouveau régime assure que toutes les périodes d'assurance-chômage d'un bénéficiaire sont incluses dans l'analyse[17]. Par ailleurs, puisque l'hypothèse qui nous intéresse a trait à la possibilité que les habitudes de recours au régime ou les renseignements recueillis aient tendance à évoluer à la suite des interactions avec le régime, il importe d'axer la recherche sur les groupes qui commencent à travailler. Chez ces groupes, certaines habitudes et l'accumulation de renseignements joueront un rôle particulièrement important.

Pour les deux sexes et pour les deux définitions de la durée d'une période de prestations, la durée moyenne de la période augmente avec le numéro séquentiel. Les hommes qui réclament des prestations pour la première fois les reçoivent pendant 19,8 semaines en moyenne et leur demande reste en vigueur durant environ 28,2 semaines. Dans le cas des femmes, les mêmes données sont respectivement 21,3 et 28,2 semaines. Il faut ajouter environ quatre et sept semaines aux deux chiffres pour les hommes qui en sont à leur cinquième demande, et environ quatre et huit semaines pour les femmes. La période d'aide des jeunes hommes a tendance à être plus longue qu'elle ne l'est pour l'échantillon total de bénéficiaires masculins, mais on note également que la période allonge avec la progression du numéro séquentiel. La première fois, ces jeunes chômeurs touchent des prestations pendant 22,9 semaines et leur demande couvre en moyenne 32,4 semaines, alors qu'à la cinquième demande, ces chiffres passent à 25,2 et 37,4 semaines. La durée moyenne des prestations pour les jeunes femmes suivent toutefois à peu près la même tendance que celle de l'échantillon global. Le nombre de semaines de prestations passe de 22,4 semaines pour la première demande à 27,0 semaines pour la cinquième, tandis que la période couverte par la demande passe de 30,5 semaines à 37,5 semaines[18].

À notre avis, le test que Heckman et Borjas proposent afin de vérifier l'état de dépendance pour un échantillon provenant d'un milieu non stationnaire est le plus pertinent, étant donné les fluctuations du cycle économique et les modifications apportées à la Loi sur l'assurance-chômage au cours des 19 années que couvre la période à l'étude. Dans un milieu non stationnaire, on doit tenir compte de tous les déterminants observés et non observés de la durée de la période d'aide. Supposons que t serve d'indice à la durée de la période et n indique le numéro séquentiel. Soit l'équation $t^n = \exp(X^n \beta^n + R^n)$, où X^n est un vecteur ligne représentant les caractéristiques individuelles observables qui déterminent la durée de la période d'aide et où R^n correspond aux facteurs impossibles à observer. L'opération d'élévation à la puissance exponentielle est nécessaire car la durée de la période d'aide ne peut être inférieure à zéro. On peut se servir d'une formule linéaire-logarithmique, $\ln t^n = X^n \beta^n + R^n$, lorsque l'échantillon ne comprend que des périodes d'aide complètes et qu'aucune covariable ne change dans le temps [Heckman et Borjas, 1980 : 270-272]. On estime qu'il y a dépendance à l'égard du nombre de recours à l'assurance-chômage si $\beta^n \neq \beta^{n+1}$, à savoir si l'incidence des mêmes caractéristiques sur la durée de la période d'aide varie avec le numéro séquentiel. Les déterminants de la moyenne conditionnelle de la période d'assurance-chômage varient à cause de l'existence antérieure de cet état.

La moyenne conditionnelle pourrait bien se modifier si $X^n \neq X^{n+1}$, mais tant que les changements sont exogènes, c'est-à-dire qu'ils ne découlent pas de périodes d'aide antérieures, cela ne pose aucun problème particulier. Toutefois, $R^n \neq R^{n+1}$ peut également entraîner une modification de la durée moyenne de la période d'aide équivalente à la variation de ß. Heckman et Borjas proposent un test pour vérifier la dépendance moyenne à l'égard du nombre d'événements, d'après la variation de

la durée des périodes d'aide successives :

$$\ln t^{n+1} - \ln t^{n} = X^{n+1}\beta^{n+1} - X^{n}\beta^{n} + R^{n+1} - R^{n} \qquad (1)$$

En ajoutant et en soustrayant $X^{n}\beta^{n+1}$ du côté gauche de l'équation (1), on obtient :

$$\ln t^{n+1} - \ln t^{n} = \beta^{n+1}\,\Delta X + (\beta^{n+1} - \beta^{n})X^{n} + R^{n+1} - R^{n} \qquad (2)$$

Pour vérifier l'hypothèse nulle de l'absence de dépendance, on peut se servir du test de l'hypothèse à l'effet que les coefficients de X^{n} sont collectivement égaux à zéro. Si $R^{n} = b^{n}\phi + \mu^{n}$, et $R^{n+1} = b^{n} + 1\phi + \mu^{n+1}$, alors $R^{n+1} - R^{n} = (b^{n+1} - b^{n})\phi + \mu^{n+1} - \mu^{n}$, où μ_{j} correspond au terme d'écart. Bref, si les facteurs non observés peuvent être modélisés sous forme d'effets fixes propres à l'individu, et si $b^{n+1} = b^{n}$, le résidu de l'équation (2) ne correspond alors qu'au terme d'écart. L'hypothèse se maintient : le schéma relatif à la durée des périodes d'aide ne change pas chez les bénéficiaires dans le temps.

On estime l'équation (2) au moyen d'un sous-échantillon correspondant au centième de l'échantillon décrit à la section traitant de l'analyse logit de l'utilisation répétitive. Les définitions et les descriptions des facteurs de régression utilisés dans le test formel qui sert à vérifier l'état de dépendance apparaissent à l'annexe B. En tout, 28 facteurs de régression, y compris un point d'intersection, constituent l'ensemble X de variables non changeantes. Le choix de cet ensemble repose sur les travaux de Corak [1991]. Les résultats des régressions pour les deux définitions des variables dépendantes, la modification du nombre de semaines de prestations et la variation de la durée de la demande pour les deux sexes, sont également présentés à l'annexe B.

Le tableau 8 donne la valeur du test F pour les tests de l'hypothèse nulle selon laquelle tous les facteurs de régression de X sont égaux à zéro, à savoir qu'il n'y a pas d'état de dépendance. On a procédé à deux régressions pour chacun des quatre échantillons présentés au tableau 7. La première régression tient compte de toutes les différences relevées dans les périodes d'aide successives pour un bénéficiaire, tandis que la seconde ne tient compte que de la différence de durée entre la première et la deuxième période d'aide. La raison principale pour retenir le choix du dernier échantillon est surtout motivé par la possibilité que l'accumulation de renseignements ou la formation d'habitudes se produisent très tôt, soit au premier ou au deuxième contact avec le régime, au lieu d'évoluer graduellement. En d'autres termes, il se peut que les coefficients du modèle changent de façon ponctuelle après la première interaction avec le programme et se stabilisent par la suite. L'échantillon retenu pour vérifier s'il y a état de dépendance est donc constitué des différences observées entre la première et la deuxième période d'aide pour les jeunes, les échantillons de jeunes étant les seuls où l'on est sûr de saisir la toute première expérience de chômage. Les valeurs du test F présentées au tableau 8 suggèrent que l'hypothèse nulle de l'absence d'état de dépendance doit être rejetée d'emblée pour tous les

Tableau 8

Valeur du test *F* pour les régressions portant sur l'état de dépendance

	Semaines de prestations	Durée de la demande
	(Semaines)	
Hommes		
Toutes les périodes	50,1 (0,0001)[1]	67,9 (0,0001)
Première-deuxième période	7,5 (0,0001)	12,0 (0,0001)
Jeunes hommes		
Toutes les périodes	34,5 (0,0001)	49,8 (0,0001)
Première-deuxième période	6,4 (0,0001)	8,4 (0,0001)
Femmes		
Toutes les périodes	39,9 (0,0001)	48,7 (0,0001)
Première-deuxième période	12,9 (0,0001)	12,9 (0,0001)
Jeunes femmes		
Toutes les périodes	16,3 (0,0001)	20,3 (0,0001)
Première-deuxième période	4,3 (0,0001)	4,1 (0,0001)

1 (,) indique un seuil de signification marginal pour la valeur de *F*, avec 28 degrés de liberté au numérateur; le nombre de degrés de liberté du dénominateur varie selon l'échantillon.

échantillons des deux sexes.

Pour tenir compte des modes de réitération propres au phénomène saisonnier et au secteur industriel que nous avons signalés à la partie précédente, on a repris l'analyse de régression par secteur industriel. Les valeurs du test F qui en résultent pour l'hypothèse nulle de l'état de dépendance sont présentées au tableau 9 pour les régressions retenant l'écart du nombre de semaines de prestations comme variable dépendante, et au tableau 10 pour celles qui retiennent la durée de la demande. L'hypothèse nulle est rejetée dans la plupart des cas, mais pas tous, à un seuil de signification raisonnable. C'est notamment le cas pour l'échantillon composé des différences entre la première et la deuxième période d'aide des jeunes hommes et des jeunes femmes, pour certaines industries de services, soit les services non commerciaux et, en ce qui concerne les femmes, le secteur de la construction.

Le tableau 11 indique la durée relative des périodes d'aide successives, à savoir le rapport entre t^{n+1} et t^n. Ces résultats ont été obtenus par exponentiation de la valeur prévue des variables dépendantes tirées des régressions à l'origine du tableau 8 et de l'annexe B. Pour cela, on fixe à zéro la valeur des variables changeantes du vecteur ΔX. Il s'agit d'un résultat de type « toutes autres choses étant égales par ailleurs », qui représente la variation du rapport de durée entre deux

Tableau 9

Valeur du test *F* pour les régressions portant sur l'état de dépendance, selon le secteur industriel : nombre de semaines de prestations

	Toutes les périodes	Première-deuxième période
	(Semaines)	
Hommes		
Agr-for-pêche	29,9 (0,0001)	5,73 (0,0001)
Mines	6,0 (0,0001)	2,86 (0,0001)
Construction	17,6 (0,0001)	3,04 (0,0001)
Services non comm.	5,0 (0,0001)	1,26 (0,1899)
Autres services	5,8 (0,0001)	1,54 (0,0560)
Distribution	6,0 (0,0001)	1,61 (0,0384)
Manufactures	10,5 (0,0001)	1,90 (0,0080)
Jeunes hommes		
Agr-for-pêche	21,2 (0,0001)	2,96 (0,0001)
Mines	1,5 (0,0584)	1,88 (0,0094)
Construction	14,8 (0,0001)	3,51 (0,0001)
Services non comm.	3,0 (0,0001)	1,90 (0,0087)
Autres services	5,3 (0,0001)	1,50 (0,0673)
Distribution	5,2 (0,0001)	0,92 (0,5718)
Manufactures	6,9 (0,0001)	2,05 (0,0034)
Femmes		
Agr-for-pêche	18,6 (0,0001)	4,52 (0,0001)
Mines	11,4 (0,0001)	6,66 (0,0001)
Construction	2,6 (0,0001)	1,90 (0,0131)
Services non comm.	7,0 (0,0001)	2,47 (0,0002)
Autres services	8,9 (0,0001)	2,21 (0,0012)
Distribution	6,2 (0,0001)	2,74 (0,0001)
Manufactures	9,4 (0,0001)	3,22 (0,0001)
Jeunes femmes		
Agr-for-pêche	8,3 (0,0001)	2,32 (0,0007)
Mines	2,1 (0,0001)	. . .
Construction	2,1 (0,0001)	1,43 (0,1200)
Services non comm.	4,8 (0,0001)	1,16 (0,2795)
Autres services	5,8 (0,0001)	1,76 (0,0178)
Distribution	4,1 (0,0001)	1,52 (0,0604)
Manufactures	4,3 (0,0001)	1,82 (0,0126)

périodes successives uniquement attribuable à l'état de dépendance, soit au changement des coefficients du modèle.

Les résultats donnent à penser que chez les hommes, la période d'aide s'allonge de plus en plus quand on ne tient compte que de l'état de dépendance. Ainsi, le

Tableau 10

Valeur du test *F* pour les régressions portant sur l'état de dépendance, selon le secteur industriel : durée de la demande

	Toutes les périodes	Première-deuxième période
	(Semaines)	
Hommes		
Agr-for-pêche	39,6 (0,0001)	7,91 (0,0001)
Mines	6,7 (0,0001)	2,95 (0,0001)
Construction	19,3 (0,0001)	1,71 (0,0236)
Services non comm.	8,3 (0,0001)	1,67 (0,0298)
Autres services	11,9 (0,0001)	2,25 (0,0010)
Distribution	9,8 (0,0001)	2,11 (0,0023)
Manufactures	13,8 (0,0001)	3,38 (0,0001)
Jeunes hommes		
Agr-for-pêche	30,2 (0,0001)	4,02 (0,0001)
Mines	1,5 (0,0639)	1,92 (0,0072)
Construction	15,6 (0,0001)	2,38 (0,0004)
Services non comm.	4,3 (0,0001)	1,37 (0,1238)
Autres services	8,7 (0,0001)	1,75 (0,0184)
Distribution	7,0 (0,0001)	1,91 (0,0076)
Manufactures	8,5 (0,0001)	2,35 (0,0005)
Femmes		
Agr-for-pêche	25,2 (0,0001)	4,76 (0,0001)
Mines	13,4 (0,0001)	8,25 (0,0001)
Construction	2,8 (0,0001)	1,47 (0,0901)
Services non comm.	14,2 (0,0001)	1,51 (0,0648)
Autres services	10,4 (0,0001)	2,21 (0,0012)
Distribution	6,1 (0,0001)	2,28 (0,0008)
Manufactures	6,7 (0,0001)	2,30 (0,0007)
Jeunes femmes		
Agr-for-pêche	13,5 (0,0001)	3,42 (0,0001)
Mines	1,6 (0,0445)	. . .
Construction	2,3 (0,0008)	1,22 (0,2490)
Services non comm.	7,2 (0,0001)	0,96 (0,5124)
Autres services	5,5 (0,0001)	1,52 (0,0604)
Distribution	4,7 (0,0001)	1,90 (0,0083)
Manufactures	3,7 (0,0001)	1,42 (0,0976)

nombre de semaines de prestations augmente de 12 %, alors que la durée de la demande reste la même. Dans l'échantillon retenu qui comprend les deux premières périodes d'aide des jeunes hommes, on constate que le nombre de semaines de prestations s'accroît de 16 % à la deuxième période, même si la durée de la demande ne change pas[19].

Tableau 11

Durée relative des périodes de prestations successives[1]

	Semaines de prestations	Durée de la demande
	($\Delta X = 0$)	
Hommes		
Toutes les périodes	1,12	1,01
Première-deuxième période	1,11	1,00
Jeunes hommes		
Toutes les périodes	1,15	1,01
Première-deuxième période	1,16	0,997
Femmes		
Toutes les périodes	1,14	1,02
Première-deuxième période	1,17	1,06
Jeunes femmes		
Toutes les périodes	1,25	1,11
Première-deuxième période	2,35	1,04

1 Rapports de durée entre les périodes d'aide successives obtenus après exponentiation des résultats prévus selon la méthode de régression des moindres carrés de l'annexe 2. Les calculs s'appliquent à la moyenne de l'échantillon pour les facteurs de régression qui ne changent pas, toutes les variables indicatrices étant fixées à zéro. $\Delta X = 0$ signifie que les résultats ont été obtenus en fixant les facteurs de régression variables à zéro.

En ce qui concerne les femmes, on constate que le nombre de semaines de prestations augmente de 10 % lors de la deuxième période, comparativement à la première. Par ailleurs, la durée de la demande se relève légèrement, soit d'environ 6 %. Le résultat le plus notable qui ressort du tableau 11 est que les jeunes femmes touchent des prestations beaucoup plus longtemps durant la deuxième période : le rapport entre le nombre de semaines de prestations de la seconde période et celui de la première est de 2,35. Il s'agit là d'une hausse importante, suggérant qu'en moyenne ce groupe est particulièrement prédisposé à un changement de comportement à la suite d'une interaction avec le régime.

En règle générale, l'interaction des bénéficiaires avec le programme change de façon appréciable avec le temps. Les périodes d'aide ont tendance à s'allonger. Pour les deux sexes, l'état de dépendance est un élément qui prolonge la période de chômage, lorsque les autres facteurs restent constants. Le mode général d'interaction avec le régime se traduit habituellement par une montée graduelle et importante du nombre de semaines de prestations, tandis que la durée de la demande reste la

même. Le nombre de semaines de prestations augmente de manière particulièrement appréciable chez les jeunes femmes. On peut supposer qu'à chaque interaction avec le programme, le bénéficiaire touche plus de prestations et travaille de moins en moins durant la période où la demande demeure en vigueur.

Conclusions

La participation au régime canadien d'assurance-chômage se caractérise par de nombreuses réitérations. Les réclamants qui ont soumis une première demande de prestations en 1989 n'expliquaient que 10,7 % des demandes soumises par des hommes cette année-là, la dernière année complète pour laquelle on dispose de données. En d'autres termes, plus de 80 % des personnes qui ont fait appel à l'assurance-chômage en 1989 avaient déjà chômé à un moment quelconque depuis le milieu de 1971. De fait, environ 47 % des prestataires en étaient au moins à leur cinquième demande. Les résultats ne sont pas si élevés pour les bénéficiaires de sexe féminin, mais demeurent significatifs : 23 % avaient soumis une demande pour la première fois, tandis que près de 30 % en étaient au moins à leur cinquième réclamation.

La réitération dans les 14 semaines qui suivent l'épuisement d'une réclamation antérieure, soit le type de réitération associé au « syndrome 10-40 », a beaucoup à voir avec la saisonnalité de l'emploi, alors que la réitération sur un horizon plus long (cinq ans) est plutôt liée au roulement de la population active au sein d'une région ou d'un secteur industriel. Bref, à très court terme et à long terme, la variation de la demande de main-d'oeuvre dans les entreprises et les industries joue un rôle déterminant dans le recours réitéré à l'assurance-chômage.

La probabilité d'un nouveau recours à l'assurance-chômage est particulièrement élevée chez les jeunes. La probabilité qu'un homme qui perçoit des prestations avant l'âge de 20 ans connaisse une nouvelle période de chômage dans les cinq années qui suivent s'établit entre 80 et 90 % (entre 75 et 80 % dans le cas des femmes).

Il existe une relation étroite et statistiquement significative entre le nombre de demandes antérieures et la probabilité qu'une nouvelle demande soit présentée. Pour le travailleur moyen de sexe masculin, la probabilité de soumettre une deuxième demande dans les 14 semaines suivant la première est de 21 %; cette probabilité monte à 25,2 % pour la troisième demande. Sur un horizon de cinq ans, les mêmes probabilités se situent respectivement à 60,8 et 69,2 %. Dans le cas des femmes, la probabilité de réitération dans les 14 semaines passe de 13,1 à 15,6 % lorsqu'il s'agit respectivement d'une deuxième ou d'une troisième demande de prestations. Sur une période de cinq ans, ces probabilités atteignent, dans l'ordre, 68,9 et 74,9 %. On ne peut expliquer cette relation de façon définitive. Selon le modèle néoclassique, elle pourrait être attribuable à l'incidence de caractéristiques individuelles non observées alors que, selon le modèle de l'état de dépen-

Tableau 11

Durée relative des périodes de prestations successives[1]

	Semaines de prestations	Durée de la demande
	($\Delta X = 0$)	
Hommes		
Toutes les périodes	1,12	1,01
Première-deuxième période	1,11	1,00
Jeunes hommes		
Toutes les périodes	1,15	1,01
Première-deuxième période	1,16	0,997
Femmes		
Toutes les périodes	1,14	1,02
Première-deuxième période	1,17	1,06
Jeunes femmes		
Toutes les périodes	1,25	1,11
Première-deuxième période	2,35	1,04

1 Rapports de durée entre les périodes d'aide successives obtenus après exponentiation des résultats prévus selon la méthode de régression des moindres carrés de l'annexe 2. Les calculs s'appliquent à la moyenne de l'échantillon pour les facteurs de régression qui ne changent pas, toutes les variables indicatrices étant fixées à zéro. $\Delta X = 0$ signifie que les résultats ont été obtenus en fixant les facteurs de régression variables à zéro.

En ce qui concerne les femmes, on constate que le nombre de semaines de prestations augmente de 10 % lors de la deuxième période, comparativement à la première. Par ailleurs, la durée de la demande se relève légèrement, soit d'environ 6 %. Le résultat le plus notable qui ressort du tableau 11 est que les jeunes femmes touchent des prestations beaucoup plus longtemps durant la deuxième période : le rapport entre le nombre de semaines de prestations de la seconde période et celui de la première est de 2,35. Il s'agit là d'une hausse importante, suggérant qu'en moyenne ce groupe est particulièrement prédisposé à un changement de comportement à la suite d'une interaction avec le régime.

En règle générale, l'interaction des bénéficiaires avec le programme change de façon appréciable avec le temps. Les périodes d'aide ont tendance à s'allonger. Pour les deux sexes, l'état de dépendance est un élément qui prolonge la période de chômage, lorsque les autres facteurs restent constants. Le mode général d'interaction avec le régime se traduit habituellement par une montée graduelle et importante du nombre de semaines de prestations, tandis que la durée de la demande reste la

même. Le nombre de semaines de prestations augmente de manière particulièrement appréciable chez les jeunes femmes. On peut supposer qu'à chaque interaction avec le programme, le bénéficiaire touche plus de prestations et travaille de moins en moins durant la période où la demande demeure en vigueur.

Conclusions

La participation au régime canadien d'assurance-chômage se caractérise par de nombreuses réitérations. Les réclamants qui ont soumis une première demande de prestations en 1989 n'expliquaient que 10,7 % des demandes soumises par des hommes cette année-là, la dernière année complète pour laquelle on dispose de données. En d'autres termes, plus de 80 % des personnes qui ont fait appel à l'assurance-chômage en 1989 avaient déjà chômé à un moment quelconque depuis le milieu de 1971. De fait, environ 47 % des prestataires en étaient au moins à leur cinquième demande. Les résultats ne sont pas si élevés pour les bénéficiaires de sexe féminin, mais demeurent significatifs : 23 % avaient soumis une demande pour la première fois, tandis que près de 30 % en étaient au moins à leur cinquième réclamation.

La réitération dans les 14 semaines qui suivent l'épuisement d'une réclamation antérieure, soit le type de réitération associé au « syndrome 10-40 », a beaucoup à voir avec la saisonnalité de l'emploi, alors que la réitération sur un horizon plus long (cinq ans) est plutôt liée au roulement de la population active au sein d'une région ou d'un secteur industriel. Bref, à très court terme et à long terme, la variation de la demande de main-d'oeuvre dans les entreprises et les industries joue un rôle déterminant dans le recours réitéré à l'assurance-chômage.

La probabilité d'un nouveau recours à l'assurance-chômage est particulièrement élevée chez les jeunes. La probabilité qu'un homme qui perçoit des prestations avant l'âge de 20 ans connaisse une nouvelle période de chômage dans les cinq années qui suivent s'établit entre 80 et 90 % (entre 75 et 80 % dans le cas des femmes).

Il existe une relation étroite et statistiquement significative entre le nombre de demandes antérieures et la probabilité qu'une nouvelle demande soit présentée. Pour le travailleur moyen de sexe masculin, la probabilité de soumettre une deuxième demande dans les 14 semaines suivant la première est de 21 %; cette probabilité monte à 25,2 % pour la troisième demande. Sur un horizon de cinq ans, les mêmes probabilités se situent respectivement à 60,8 et 69,2 %. Dans le cas des femmes, la probabilité de réitération dans les 14 semaines passe de 13,1 à 15,6 % lorsqu'il s'agit respectivement d'une deuxième ou d'une troisième demande de prestations. Sur une période de cinq ans, ces probabilités atteignent, dans l'ordre, 68,9 et 74,9 %. On ne peut expliquer cette relation de façon définitive. Selon le modèle néoclassique, elle pourrait être attribuable à l'incidence de caractéristiques individuelles non observées alors que, selon le modèle de l'état de dépen-

dance, la relation serait imputable à un rapport structurel entre l'expérience antérieure de l'assurance-chômage et la situation présente. Si la deuxième interprétation possède un fondement quelconque, les conséquences pour les jeunes sont particulièrement pertinentes. Une période de prestations en début de carrière pourrait créer les conditions préalables à un nouveau recours au régime. Dans ce cas, il se peut que les travailleurs se laissent prendre au piège de la dépendance à l'égard du régime.

Les résultats tendent à confirmer un état de dépendance en ce qui a trait à la durée des prestations. Le modèle qui sert à déterminer la durée de la demande et le nombre de semaines de prestations ne possède pas une structure stable d'une demande à l'autre. Toutes autres choses étant égales par ailleurs, les bénéficiaires ont tendance à percevoir des prestations pour une période de plus en plus longue à chaque nouvelle réclamation. La durée des prestations perçues par les jeunes hommes au cours de la deuxième période d'aide s'allonge d'environ 16 % par rapport à la première période. Avec les jeunes femmes, le nombre de semaines de prestations augmente de plus du double lors de la deuxième demande. Au lieu de s'affranchir du régime, ces deux groupes semblent en dépendre de plus en plus. On ne peut l'attribuer à la générosité du régime en soi. L'explication la plus probable est que le « traumatisme » associé à l'état de bénéficiaire s'estompe peu à peu, une fois le choc initial absorbé. Le terme « traumatisme » doit être interprété dans le sens général d'un coût fixe associé aux problèmes psychologiques découlant de l'obtention des prestations ou du coût entraîné par la collecte de renseignements sur le fonctionnement du régime. Les résultats ne nous permettent pas de faire une distinction entre l'interprétation néoclassique du recours à l'assurance-chômage et l'interprétation fondée sur l'état de dépendance, mais ils sont conformes à ce que prévoit le second modèle en ce qui a trait à la durée des périodes de prestations.

La structure actuelle du régime ne contribue guère à une participation stable des prestataires à la population active. Cette conclusion s'applique notamment aux jeunes qui ont recours à l'assurance-chômage, ainsi qu'à tous les groupes pour ce qui est de la durée des périodes de prestations. Après avoir eu recours au régime, les probabilités sont très élevées qu'un travailleur s'engage alors dans un cycle de prestations de plus en plus long. S'il en est ainsi, il faudrait alors modifier le régime de prestations afin de lui donner un caractère actif, qui encouragerait les prestataires à retrouver un emploi stable, au lieu d'avoir recours au régime uniquement pour s'assurer un revenu d'appoint.

Cette suggestion soulève toutefois plusieurs questions pour les responsables des politiques en quête de réforme du régime. La première a trait au ciblage des fonds du régime. Une réforme dans le sens proposé entraînerait vraisemblablement la réorientation d'une grande partie des fonds, mais se traduirait par un programme offrant des paiements à caractère actif et passif. Dans un tel cas, il faudrait identifier les bénéficiaires qui auraient besoin ou qui profiteraient le plus de paiements à caractère actif, de telle sorte que les fonds pourraient être ciblés sur

leurs besoins. Nos résultats indiquent que les paiements à caractère actif devraient être fonction du nombre de demandes présentées : les personnes qui soumettent une réclamation pour la première fois bénéficieraient d'un soutien du revenu à caractère passif mais, dès la deuxième demande, le soutien prendrait un caractère actif.

Dans une telle structure, l'interprétation juste de l'usage réitéré du régime n'a plus d'importance. Le modèle néoclassique suggère qu'un grand nombre de réitérations témoigne de l'existence de caractéristiques individuelles non observées pour expliquer un tel comportement. En faisant reposer les paiements à caractère actif sur le nombre de demandes, on permettrait aux bénéficiaires de choisir eux-mêmes le volet formation du programme. Par ailleurs, le modèle de dépendance sous-entend que les bénéficiaires sont identiques au départ et que le besoin de formation ne se manifeste avoir expérimenté une situation de chômage. Dans ce cas, le groupe visé serait celui des réitérants. La distinction entre ces deux interprétations a sans doute plus d'importance pour la conception et l'efficacité ultime des programmes de formation que pour l'identification du groupe auquel ces derniers devraient s'adresser.

Les résultats fragmentaires dont on dispose ici suggèrent que la participation à un programme de formation ou d'apprentissage ne réduit effectivement le recours réitéré au régime qu'à court terme, et ce pour les hommes seulement. Pour les périodes de plus d'un an, cette solution n'a aucun effet sur le recours répété aux prestations. La mise au point et l'efficacité d'un régime de soutien « actif » devraient être analysées de façon beaucoup plus rigoureuses avant qu'on ne puisse appuyer pleinement un projet de réforme.

Annexe A

Tableau A-1

Variables utilisées dans l'analyse logit du recours réitéré à l'assurance-chômage

Mnémonique	Définition
Âge/10	Âge en années du bénéficiaire lors de la présentation de la demande, divisé par 10
$(\text{Âge}/10)^2$	Âge/10 au carré
$(\text{Âge}/10)^3$	Âge/10 au cube
Pers. charge	Un, si le bénéficiaire avait des personnes à charge, zéro dans les autres cas
Étudiant	Un, si le bénéficiaire était étudiant, zéro dans les autres cas
Taux C	Taux de chômage régional lors de la présentation de la demande
ZMR	Un, si le bénéficiaire habitait dans une zone métropolitaine recensée, zéro dans les autres cas
T.-N.	Un, si le bénéficiaire habitait à Terre-Neuve, zéro dans les autres cas
Maritimes	Un, si le bénéficiaire habitait à l'Île-du-Prince-Édouard, en Nouvelle-Écosse ou au Nouveau-Brunswick, zéro dans les autres cas
Québec	Un, si le bénéficiaire habitait au Québec, zéro dans les autres cas
Man.-Sask.	Un, si le bénéficiaire habitait au Manitoba ou en Saskatchewan, zéro dans les autres cas
Alberta	Un, si le bénéficiaire habitait en Alberta, zéro dans les autres cas
C.-B.	Un, si le bénéficiaire habitait en Colombie-Britannique, zéro dans les autres cas
Agr-for-pêche	Un, si le bénéficiaire travaillait en agriculture, en foresterie ou dans les pêches (code CTI 1980 011 à 033), zéro dans les autres cas
Mines	Un, si le bénéficiaire travaillait dans les mines (code CTI 1980, 061 à 92), zéro dans les autres cas
Construction	Un, si le bénéficiaire travaillait dans le secteur de la construction (code CTI 1980, 401 à 429 et 441 à 449), zéro dans les autres cas
Serv. distr.	Un, si le bénéficiaire travaillait dans les services de distribution (code CTI 1980, 451 à 692), zéro dans les autres cas
Serv. non comm.	Un, si le bénéficiaire travaillait dans les services non commerciaux (code CTI 1980, 811 à 869 et 981), zéro dans les autres cas
Autres services	Un, si le bénéficiaire travaillait dans les autres services (code CTI 701 à 779, 961 à 999), zéro dans les autres cas

Tableau A-1 (suite)

	Définition
2e trimestre	Un, si la demande a été présentée au deuxième trimestre, zéro dans les autres cas
3e trimestre	Un, si la demande a été présentée au troisième trimestre, zéro dans les autres cas
4e trimestre	Un, si la demande a été présentée au quatrième trimestre, zéro dans les autres cas
Quatre semaines	Un, si la demande a été approuvée à l'époque où s'appliquait la « règle des quatre semaines » (décembre 1973 à septembre 1977), zéro dans les autres cas
Taux prest./10	Prestations hebdomadaires en dollars de 1981, divisées par 10
Prest. + max.	Taux prest./10, si le revenu d'emploi hebdomadaire du bénéficiaire dépasse le revenu maximal assurable, zéro dans les autres cas
Formation ant.	Un, si le bénéficiaire a participé à un programme de formation ou d'apprentissage parrainé par l'assurance-chômage à un moment quelconque dans le passé, zéro dans les autres cas
Sem. prest./10	Nombre de semaines de prestations
Sem. prest./10^2	Semaines de prestations/10 au carré
Num. dem.	Numéro séquentiel de la demande
(Num. dem.)^2	Numéro de la demande au carré
Emploi > 52	Un, si le nombre de semaines d'emplois assurables est de 52 ou plus, zéro dans les autres cas

Tableau A-2

Statistiques descriptives des échantillons utilisés dans l'analyse logit du recours réitéré à l'assurance-chômage par des hommes

	14 semaines		Un an		Cinq ans	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Âge/10	3,30	1,26	3,30	1,26	3,28	1,29
$(\text{Âge}/10)^2$	12,5	9,73	12,5	9,76	12,4	9,97
$(\text{Âge}/10)^3$	53,3	62,2	53,3	62,4	53,5	63,8
Pers. charge	0,360		0,328		0,364	
Étudiant	0,112		0,111		0,0979	
Taux C	10,1	4,41	10,1	4,44	9,73	4,44
ZMR	0,412		0,417		0,443	
Ontario[1]	0,272		0,272		0,283	
T.-N.	0,0628		0,0618		0,0586	
Maritimes	0,101		0,102		0,0997	
Québec	0,328		0,329		0,333	
Man.-Sask.	0,0605		0,0595		0,0575	
Alberta	0,0621		0,0619		0,0542	
C.-B.	0,114		0,114		0,114	
Fabrication[1]	0,167		0,168		0,177	
Agr-for-pêches	0,278		0,274		0,288	
Mines	0,114		0,119		0,154	
Construction	0,132		0,131		0,111	
Serv. distr.	0,125		0,125		0,117	

Serv. non comm.	0,0793			0,0786			0,0698	
Autres services	0,105			0,104			0,0907	
Premier trimestre[1]	0,261			0,258			0,258	
2e trimestre	0,176			0,176			0,179	
3e trimestre	0,186			0,184			0,183	
4e trimestre	0,377			0,382			0,380	
Quatre semaines	0,171			0,180			0,241	
Taux prest./10	16,8		4,27	16,7		4,21	16,7	3,93
Prest. + max.	14,3		7,65	14,0		7,70	13,1	8,17
Formation ant.	0,0854			0,0627			0,0653	
Sem. prest./10	2,18		1,41	2,23		1,41	2,18	1,41
(Sem. prest./10)^2	6,75		7,21	6,94		7,26	6,74	7,26
Num. dem.	3,77		3,17	3,68		3,06	3,12	2,43
Num. dem.^{2}	24,2		42,7	22,9		39,8	15,7	25,5
Emploi > 52	0,0678			0,0868			0,0864	
Nombre		18,114			17,256			12,875
Nombre de réitérants		2,761			8,243			9,538

1 Les catégories de référence utilisées pour l'analyse logit apparaissent en **caractères gras**.

Tableau A-3

Statistiques descriptives des échantillons utilisés dans l'analyse logit du recours réitéré à l'assurance-chômage par des femmes

	14 semaines		Un an		Cinq ans	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Âge/10	3,31	1,18	3,29	1,18	3,25	1,22
$(\text{Âge}/10)^2$	12,3	8,92	12,2	8,96	12,0	9,23
$(\text{Âge}/10)^3$	51,1	56,0	50,7	56,3	50,1	58,3
Pers. charge	0,219		0,169		0,151	
Étudiant	0,0957		0,0935		0,0803	
Taux C	9,68	3,91	9,70	3,93	9,26	3,88
ZMR	0,443		0,450		0,485	
Ontario[1]	0,307		0,310		0,325	
T.-N.	0,0465		0,0446		0,0399	
Maritimes	0,0965		0,0963		0,0986	
Québec	0,323		0,324		0,327	
Man.-Sask.	0,0569		0,0570		0,0542	
Alberta	0,0603		0,0595		0,0497	
C.-B.	0,110		0,109		0,106	
Fabrication[1]	0,132		0,134		0,136	
Agr-for-pêches	0,171		0,164		0,160	
Mines	0,171		0,182		0,259	
Construction	0,0144		0,0138		0,0115	
Serv. distr.	0,132		0,132		0,122	

Serv. non comm.	0,181		0,177		0,144	
Autres services	0,199		0,197		0,168	
Premier trimestre[1]						
2e trimestre	0,231		0,232		0,232	
3e trimestre	0,259		0,255		0,244	
4e trimestre	0,257		0,253		0,257	
	0,253		0,260		0,267	
Quatre semaines	0,151		0,161		0,230	
Taux prest./10	12,3	4,47	12,2	4,42	12,2	4,23
Prest. ÷ max.	8,48	7,52	8,21	7,55	6,73	7,68
Formation ant.	0,0356		0,0328		0,0240	
Sem. prest./10	2,48	1,52	2,54	1,52	2,49	1,52
(Sem. prest./10)^2	8,45	8,15	8,76	8,24	8,54	8,24
Num. dem.	2,95	2,47	2,85	2,36	2,41	1,89
Num. dem.^{2}	14,8	28,7	13,7	26,4	9,35	17,5
Emploi > 52	0,105		0,103		0,0959	
Nombre	11,027		10,359		7,239	
Nombre de réitérants	1,389		3,832		4,777	

1 Les catégories de référence utilisées pour l'analyse logit apparaissent en **caractères gras**.

Tableau A-4

Analyse logit du recours réitéré à l'assurance-chômage par des hommes

	14 semaines		Un an		Cinq ans	
Point d'intersection	–2,53	(0,0001)	1,78	(0,0001)	7,51	(0,0000)
Âge/10	–2,10	(0,0001)	–4,16	(0,0000)	–6,64	(0,0000)
$(\text{Âge}/10)^2$	0,544	(0,0002)	1,09	(0,0000)	1,71	(0,0000)
$(\text{Âge}/10)^3$	–0,0449	(0,0003)	–0,0902	(0,0000)	–0,143	(0,0000)
Pers. charge	–0,0829	(0,0973)	–0,00568	(0,8870)	0,194	(0,0001)
Étudiant	0,0499	(0,4470)	0,0640	(0,2670)	0,0711	(0,3950)
Taux C	0,0566	(0,0000)	0,0614	(0,0000)	–0,00441	(0,5450)
ZMR	–0,0780	(0,1300)	–0,186	(0,0000)	–0,123	(0,0087)
T.-N.	0,324	(0,0035)	0,797	(0,0000)	1,29	(0,0000)
Maritimes	0,326	(0,0002)	0,581	(0,0000)	0,666	(0,0000)
Québec	0,244	(0,0003)	0,277	(0,0000)	0,378	(0,0000)
Man.-Sask.	0,0901	(0,4290)	0,0472	(0,5450)	0,0195	(0,8390)
Alberta	0,00948	(0,9320)	–0,0459	(0,5490)	–0,0488	(0,6040)
C.-B.	0,322	(0,0001)	–0,0339	(0,5930)	0,0644	(0,3890)
Agr-for-pêches	–0,0328	(0,6630)	0,191	(0,0022)	0,409	(0,0000)
Mines	–0,0545	(0,6118)	–0,0382	(0,6180)	0,166	(0,0796)
Construction	0,141	(0,0566)	0,136	(0,0340)	0,274	(0,0030)
Serv. distr.	–0,302	(0,0002)	–0,129	(0,0462)	–0,0709	(0,3890)
Serv. non comm.	–0,149	(0,0984)	–0,112	(0,1340)	–0,290	(0,0025)
Autres services	–0,0578	(0,4960)	–0,140	(0,0419)	–0,230	(0,0091)

2e trimestre	−0,300	(0,0000)	−0,231	(0,0000)	−0,157	(0,0149)
3e trimestre	−0,398	(0,0000)	−0,200	(0,0001)	−0,0268	(0,6840)
4e trimestre	−0,579	(0,0000)	0,0128	(0,7730)	0,00651	(0,9100)
Quatre semaines	−0,470	(0,0000)	0,230	(0,0000)	−0,228	(0,0011)
Taux prest./10	−0,0111	(0,2340)	0,0206	(0,0015)	−0,00400	(0,6430)
Prest. + max.	0,0220	(0,0002)	−0,00880	(0,0132)	0,00174	(0,6800)
Formation ant.	−0,215	(0,0047)	−0,295	(0,0000)	−0,0726	(0,4690)
Sem. prest./10	2,02	(0,0000)	1,44	(0,0000)	0,774	(0,0000)
(Sem. prest./10)^2	−0,364	(0,0000)	−0,284	(0,0000)	−0,157	(0,0000)
Num. dem.	0,282	(0,0000)	0,337	(0,0000)	0,435	(0,0000)
Num. dem.^{2}	−0,0148	(0,0000)	−0,0144	(0,0000)	−0,0216	(0,0000)
Emploi > 52	−0,0672	(0,4660)	−0,419	(0,0000)	−0,382	(0,0000)
Nombre d'itérations	6		6		6	
Vraisemblance ln	−6 704,13		−10 073,18		−6 471,17	
R^2	0,36		0,39		0,34	
N	18 114		17 256		12 875	
Réitérants *N*	2 761		8 243		9 538	
Taux de prévision	85,1		69,0		75,9	
RV (31)	2 057,12		3 741,17		1 791,86	
RV (5)	1 090,49		3 867,08		783,29	

NOTE Les résultats correspondent à l'estimation de la vraisemblance maximale du modèle logit. (x,xxxx) indique le seuil de signification marginal. RV(31) – rapport de vraisemblance pour l'hypothèse nulle que le seul point d'interception n'est pas zéro. RV(5) – rapport de vraisemblance pour l'hypothèse nulle que les cinq derniers paramètres sont égaux à zéro.

Tableau A-5

Analyse logit du recours réitéré à l'assurance-chômage par des femmes

	14 semaines		Un an		Cinq ans	
Point d'intersection	–6,79	(0,0000)	–1,86	(0,0040)	2,37	(0,0008)
Âge/10	0,599	(0,2400)	–1,18	(0,0360)	–2,13	(0,0006)
(Âge/10)^2	–0,118	(0,3510)	0,367	(0,0166)	0,544	(0,0000)
(Âge/10)^3	0,00748	(0,4570)	–0,0337	(0,0101)	–0,0475	(0,0009)
Pers. charge	–0,287	(0,0004)	–0,137	(0,0313)	0,00926	(0,9050)
Étudiant	0,0811	(0,3960)	0,224	(0,0045)	0,145	(0,1680)
Taux C	0,145	(0,0000)	0,107	(0,0000)	0,0466	(0,0000)
ZMR	–0,124	(0,1080)	–0,197	(0,0001)	–0,0803	(0,1660)
T.-N.	–0,0507	(0,7740)	0,464	(0,0015)	0,423	(0,0249)
Maritimes	0,460	(0,0003)	0,511	(0,0000)	0,436	(0,0001)
Québec	0,429	(0,0000)	0,205	(0,0018)	0,206	(0,0061)
Man.-Sask.	0,0832	(0,6330)	0,0994	(0,3470)	–0,0209	(0,8610)
Alberta	–0,317	(0,1150)	–0,495	(0,0000)	–0,129	(0,2880)
C.-B.	–0,00315	(0,9810)	–0,202	(0,0241)	–0,104	(0,2780)
Ag-for-pêches	–0,396	(0,0004)	0,0763	(0,4010)	0,0317	(0,7940)
Mines	–0,616	(0,0001)	–0,1350	(0,1920)	–0,230	(0,0477)
Construction	–0,656	(0,0086)	–0,272	(0,1800)	0,155	(0,5670)
Serv. distr.	–0,994	(0,0000)	–0,470	(0,0000)	–0,3610	(0,0007)
Serv. non comm.	–0,480	(0,0000)	–0,0157	(0,8490)	–0,127	(0,2290)
Autres services	–0,755	(0,0000)	–0,350	(0,0000)	–0,283	(0,0053)

2e trimestre	−0,189	(0,0504)	0,143	(0,0306)	−0,0346	(0,6430)
3e trimestre	0,0935	(0,3080)	0,0738	(0,2720)	0,0875	(0,2450)
4e trimestre	−0,110	(0,2350)	0,172	(0,0091)	0,100	(0,1830)
Quatre semaines	−0,171	(0,2330)	0,138	(0,0891)	0,0490	(0,5440)
Taux prest./10	−0,0220	(0,1050)	0,000334	(0,9700)	−0,00620	(0,5450)
Prest. + max.	0,00850	(0,3430)	−0,0111	(0,0513)	−0,000693	(0,9090)
Formation ant.	0,0212	(0,8840)	−0,0596	(0,6450)	0,227	(0,2640)
Sem. prest./10	2,47	(0,0000)	1,18	(0,0000)	0,467	(0,0000)
(Sem. prest./10)^2	−0,458	(0,0000)	−0,250	(0,0000)	−0,115	(0,0000)
Num. dem.	0,241	(0,0000)	0,262	(0,0000)	0,300	(0,0000)
Num. dem.^{2}	−0,0124	(0,0000)	−0,00594	(0,0418)	−0,00927	(0,1050)
Emploi > 52	−0,478	(0,0003)	−0,578	(0,0000)	−0,248	(0,0046)
Nombre d'itérations	7		6		6	
Vraisemblance ln	−3 363,98		−5 767,34		−4 287,59	
R^2	0,43		0,39		0,26	
N	11 027		10 359		7 239	
Réitérants *N*	1 389		3 832		4 777	
Taux de prévision	87,9		72,4		67,9	
RV (31)	1 622,58		2 116,68		706,70	
RV (5)	735,1		1 026,06		369,42	

NOTE Les résultats correspondent à l'estimation de la vraisemblance maximale du modèle logit. (x,xxxx) indique le seuil de signification marginal. RV(31) – rapport de vraisemblance pour l'hypothèse nulle que le seul point d'interception n'est pas zéro. RV(5) – rapport de vraisemblance pour l'hypothèse nulle que les cinq derniers paramètres sont égaux à zéro.

Annexe B

Tableau B-1

Variables utilisées dans l'analyse de régression de l'état de dépendance

Mnémonique	Définition
Âge/10	Âge en années du bénéficiaire à la présentation de la demande, divisé par 10
$(\text{Âge}/10)^2$	Âge/10 au carré
$(\text{Âge}/10)^3$	Âge/10 au cube
Pers. charge	Un, si le bénéficiaire avait des personnes à charge, zéro dans les autres cas
Étudiant	Un, si le bénéficiaire était étudiant, zéro dans les autres cas
ZMR	Un, si le bénéficiaire habitait dans une région métropolitaine recensée, zéro dans les autres cas
2e trimestre	Un, si la demande a été présentée au deuxième trimestre, zéro dans les autres cas
3e trimestre	Un, si la demande a été présentée au troisième trimestre, zéro dans les autres cas
4e trimestre	Un, si la demande a été présentée au quatrième trimestre, zéro dans les autres cas
Agr-for-pêches	Un, si le bénéficiaire travaillait en agriculture, en foresterie ou dans les pêches (code CTI 1980 011 à 033), zéro dans les autres cas
Mines	Un, si le bénéficiaire travaillait dans les mines (code CTI 1980 061 à 92), zéro dans les autres cas
Construction	Un, si le bénéficiaire travaillait en construction (code CTI 1980 401 à 429 et 441 à 449), zéro dans les autres cas
Serv. distr.	Un, si le bénéficiaire travaillait dans les services de distribution (code CTI 1980 451 à 692), zéro dans les autres cas
Serv. non comm.	Un, si le bénéficiaire travaillait dans les services non commerciaux (code CTI 1980 811 à 869 et 981), zéro dans les autres cas
Autres services	Un, si le bénéficiaire travaillait dans les autres services (code CTI 701 à 779 et 961 à 999), zéro dans les autres cas
T.-N.	Un, si le bénéficiaire habitait à Terre-Neuve, zéro dans les autres cas
Maritimes	Un, si le bénéficiaire habitait à l'Île-du-Prince-Édouard, en Nouvelle-Écosse ou au Nouveau-Brunswick, zéro dans les autres cas
Québec	Un, si le bénéficiaire habitait au Québec, zéro dans les autres cas
Man.-Sask.	Un, si le bénéficiaire habitait au Manitoba ou en Saskatchewan, zéro dans les autres cas
Alberta	Un, si le bénéficiaire habitait en Alberta, zéro dans les autres cas
C.-B.	Un, si le bénéficiaire habitait en Colombie-Britannique, zéro dans les autres cas

Tableau B-1 (suite)

	Définition
Taux prest.	Prestations hebdomadaires divisées par le revenu hebdomadaire assurable
Prest. + max.	Taux prest. lorsque le revenu assurable dépasse le maximum, zéro dans les autres cas
Sem. prest. max.	Nombre de semaines de prestations admissibles
Rev. suppl.	Un, si le bénéficiaire a reçu des prestations d'assurance-chômage supplémentaires ou un revenu de pension, zéro dans les autres cas
Quatre semaines	Un, si la demande a été approuvée à l'époque où s'appliquait la « règle des quatre semaines » (décembre 1973 à septembre 1977), zéro dans les autres cas
Taux C.	Taux de chômage régional à la présentation de la demande
DÂge	Âge/10 au cours de la période $n + 1$ moins âge/10 durant la période n
DÂge^2	$(\text{Âge}/10)^2$ au cours de la période $n + 1$ moins $(\text{âge}/10)^2$ durant la période n
DÂge^3	$(\text{Âge}/10)^3$ au cours de la période $n + 1$ moins $(\text{âge}/10)^3$ durant la période n
DPers. charge	Un, si une modification est survenue entre la période $n + 1$ et la période n, zéro dans les autres cas
DÉtudiant	Un, si le statut a changé entre la période $n + 1$ et la période n, zéro dans les autres cas
DRMR	Un, si la RMR a changé entre la période $n + 1$ et la période n, zéro dans les autres
DTrimestre	Un, si le deuxième, troisième ou quatrième trimestre a changé entre la période $n + 1$ à la période n, zéro dans les autres cas
DIndustrie	Un, si agr-for-pêches, mines, construction, serv. non comm., autres services ou serv. distr. a changé entre la période $n + 1$ et la période n, zéro dans les autres cas
DRégion	Un, si T.-N., Maritimes, Québec, Man.-Sask., Alberta ou C.-B. a changé entre la période $n + 1$ et la période n, zéro dans les autres cas
DTaux prest.	Taux prest. pour la période $n + 1$ moins Taux prest. pour la période n
DSem. prest. max.	Maximum pour la période $n + 1$ moins maximum pour la période n
DTaux prest. + max	Prest. + max. pour la période $n + 1$ moins Prest. + max. pour la période n
DRev. suppl.	Un, si Rev. suppl. a changé entre la période $n + 1$ et la période n, zéro dans les autres cas
DQuatre semaines	Un, si Quatre semaines a changé entre la période $n + 1$ et la période n, zéro dans les autres cas
DTaux C.	Taux de chômage pour la période $n + 1$ moins taux de chômage pour la période n

Tableau B-2

Tests de régression des moindres carrés pour l'état de dépendance, sous-échantillon des hommes, nombre de semaines de prestations et durée de la demande

	Semaines de prestations				Durée de la demande			
	Toutes les périodes		Première-deuxième période		Toutes les périodes		Première-deuxième période	
Point d'intersection	–0,697	(0,0001)	–0,348	(0,2696)	–0,842	(0,0001)	–0,430	(0,1078)
Âge/10	–0,541	(0,0001)	–0,518	(0,0001)	–0,628	(0,0001)	–0,813	(0,0001)
(Âge/10)^2	0,146	(0,0001)	0,147	(0,0001)	0,187	(0,0001)	0,253	(0,0001)
(Âge/10)^3	–0,0122	(0,0001)	–0,0128	(0,0001)	–0,0170	(0,0001)	–0,0238	(0,0001)
Pers. charge	–0,0741	(0,0001)	–0,0381	(0,0220)	–0,0791	(0,0001)	–0,0330	(0,0195)
Étudiant	0,00508	(0,5881)	0,0330	(0,2028)	–0,0219	(0,0065)	–0,0194	(0,3786)
ZMR	0,0274	(0,0001)	0,00561	(0,6819)	0,0188	(0,0005)	0,0177	(0,1282)
2^e trimestre	–0,0310	(0,0004)	–0,0187	(0,2930)	–0,0319	(0,0001)	–0,0300	(0,0459)
3^e trimestre	–0,108	(0,0001)	–0,0809	(0,0001)	–0,0755	(0,0001)	–0,0528	(0,0006)
4^e trimestre	–0,116	(0,0001)	–0,132	(0,0001)	–0,0282	(0,0001)	–0,0546	(0,0001)
Agr-for-pêches	–0,0861	(0,0001)	–0,0456	(0,1034)	–0,0580	(0,0001)	–0,0132	(0,5780)
Mines	–0,0790	(0,0001)	–0,0362	(0,2331)	–0,0661	(0,0001)	–0,0178	(0,4886)
Construction	–0,0521	(0,0001)	0,00342	(0,9128)	–0,0109	(0,2100)	0,0230	(0,3853)
Serv. non comm.	–0,0369	(0,0037)	–0,0313	(0,3687)	–0,00943	(0,3870)	0,0101	(0,7318)
Autres services	–0,0306	(0,0086)	–0,0211	(0,4587)	–0,00311	(0,7556)	0,0160	(0,5071)
Serv. distr.	–0,0230	(0,0322)	–0,00907	(0,7279)	0,00373	(0,6858)	0,0101	(0,6467)
T.-N.	0,0304	(0,0582)	0,0620	(0,1639)	0,0163	(0,2366)	0,0298	(0,4302)
Maritimes	–0,00999	(0,3716)	–0,0116	(0,6701)	0,000248	(0,9794)	0,00216	(0,9255)
Québec	–0,0222	(0,0088)	–0,0170	(0,3688)	–0,00696	(0,3373)	0,0193	(0,2269)
Man.-Sask.	0,0123	(0,3469)	0,00612	(0,8231)	0,0129	(0,2506)	0,0135	(0,5623)
Alberta	0,0418	(0,0011)	0,0215	(0,4103)	0,0299	(0,0067)	0,00335	(0,8795)

C.-B.	0,00103	(0,9226)	0,0339	(0,1424)	−0,00739	(0,4156)	0,0113	(0,5655)
Taux prest.	1,57	(0,0001)	1,06	(0,0142)	1,80	(0,0001)	1,44	(0,0001)
Prest. max.	−0,0536	(0,0030)	−0,0209	(0,5394)	−0,0713	(0,0001)	−0,0466	(0,1058)
Sem. prest. max.	0,0130	(0,0001)	0,0108	(0,0001)	0,00975	(0,0001)	0,00950	(0,0001)
Rev. suppl.	−0,0468	(0,0365)	−0,112	(0,1184)	−0,251	(0,0001)	−0,380	(0,0001)
Quatre semaines	0,0630	(0,0001)	0,0150	(0,5650)	0,0925	(0,0001)	0,0130	(0,5566)
Taux C.	−0,00925	(0,0001)	−0,0131	(0,0001)	−0,00346	(0,0005)	−0,00960	(0,0004)
DÂge	−1,64	(0,0001)	−1,71	(0,0001)	−1,15	(0,0001)	−1,16	(0,0001)
DÂge^2	0,380	(0,0001)	0,437	(0,0001)	0,304	(0,0001)	0,340	(0,0001)
DÂge^3	−0,0277	(0,0001)	−0,0335	(0,0001)	−0,0254	(0,0001)	−0,0296	(0,0001)
DPers. charge	0,0173	(0,0093)	−0,0217	(0,1666)	0,0321	(0,0001)	−0,00851	(0,5225)
DÉtudiant	−0,00803	(0,4318)	−0,0294	(0,2295)	0,0150	(0,0860)	0,0275	(0,1840)
DRMR	0,0630	(0,0001)	0,0552	(0,0028)	0,0738	(0,0001)	0,0570	(0,0003)
DTrimestre	−0,00859	(0,1426)	−0,00838	(0,5224)	0,0598	(0,0001)	0,0462	(0,0001)
DIndustrie	−0,0886	(0,0001)	−0,0843	(0,0001)	−0,0764	(0,0001)	−0,0851	(0,0001)
DRégion	0,0772	(0,0001)	0,0629	(0,0367)	0,0750	(0,0001)	0,0466	(0,0680)
DTaux prest.	−1,02	(0,0001)	−1,62	(0,0001)	−0,700	(0,0001)	−1,18	(0,0003)
DSem. prest. max.	0,0267	(0,0001)	0,0246	(0,0001)	0,0245	(0,0001)	0,0239	(0,0001)
DPrest. + max.	0,205	(0,0001)	0,189	(0,0001)	0,155	(0,0001)	0,151	(0,0001)
DRev. suppl.	0,0389	(0,0133)	0,0661	(0,1099)	0,106	(0,0001)	0,161	(0,0001)
DQuatre semaines	−0,133	(0,0001)	−0,129	(0,0001)	−0,181	(0,0001)	−0,184	(0,0001)
DTaux C.	0,0145	(0,0001)	0,0215	(0,0001)	0,00957	(0,0001)	0,0138	(0,0001)
R^2	0,0512		0,0537		0,0680		0,0743	
N	142 912		36 891		142 912		36 891	
F (43)	183,4	(0,0001)	49,8	(0,0001)	248,1	(0,0001)	70,4	(0,0001)
F (28)	50,1	(0,0001)	7,53	(0,0001)	67,9	(0,0001)	12,0	(0,0001)

NOTE (x,xxxx) désigne le seuil de signification marginal.

Tableau B-3

Tests de régression des moindres carrés pour l'état de dépendance, sous-échantillon des jeunes hommes, nombre de semaines de prestations et durée de la demande

	Semaines de prestations				Durée de la demande			
	Toutes les périodes		Première-deuxième période		Toutes les périodes		Première-deuxième période	
Point d'intersection	2,62	(0,0013)	2,89	(0,0190)	2,47	(0,0003)	2,31	(0,0252)
Âge/10	−3,10	(0,0019)	−1,76	(0,2713)	−2,88	(0,0006)	−1,40	(0,2992)
(Âge/10)^2	1,47	(0,0007)	0,628	(0,4106)	1,37	(0,0002)	0,486	(0,4475)
(Âge/10)^3	−0,241	(0,0001)	−0,0834	(0,4905)	−0,221	(0,0001)	−0,0661	(0,5147)
Pers. charge	−0,348	(0,0001)	−0,293	(0,0001)	−0,359	(0,0001)	−0,329	(0,0001)
Étudiant	0,0108	(0,4796)	0,0268	(0,3895)	−0,00380	(0,7682)	−0,0193	(0,4611)
ZMR	0,0331	(0,0030)	0,0116	(0,5740)	0,0283	(0,0027)	0,0321	(0,0633)
2e trimestre	−0,0115	(0,4472)	0,0294	(0,2825)	−0,0199	(0,1183)	0,0140	(0,5412)
3e trimestre	−0,106	(0,0001)	−0,0813	(0,0035)	−0,0762	(0,0001)	−0,0412	(0,0775)
4e trimestre	−0,117	(0,0001)	−0,133	(0,0001)	−0,0300	(0,0044)	−0,0346	(0,0884)
Agr-for-pêches	−0,0849	(0,0001)	−0,0819	(0,0250)	−0,0786	(0,0001)	−0,0911	(0,0029)
Mines	−0,0772	(0,0020)	−0,106	(0,0156)	−0,0763	(0,0003)	−0,110	(0,0030)
Construction	−0,0536	(0,0012)	0,0108	(0,7697)	−0,0256	(0,0678)	0,00409	(0,8946)
Serv. non comm.	−0,0230	(0,1409)	−0,00399	(0,9238)	−0,00973	(0,5713)	0,0204	(0,5593)
Autres services	−0,0377	(0,0317)	−0,0416	(0,2155)	−0,0238	(0,1074)	−0,0235	(0,4049)
Serv. distr.	−0,00873	(0,5865)	−0,00977	(0,7534)	−0,00437	(0,7469)	−0,0195	(0,4548)
T.-N.	0,0444	(0,1080)	0,0115	(0,8469)	0,0110	(0,6362)	−0,0200	(0,6897)
Maritimes	0,0230	(0,2387)	0,00565	(0,8857)	0,0200	(0,2264)	0,0237	(0,4722)
Québec	−0,0197	(0,1910)	−0,00828	(0,7690)	−0,0119	(0,3486)	−0,00419	(0,8593)
Man.-Sask.	0,0486	(0,0243)	0,0990	(0,0110)	0,0433	(0,0174)	0,0873	(0,0075)
Alberta	0,0584	(0,0062)	0,0536	(0,1598)	0,0304	(0,0912)	0,0445	(0,1640)

C.-B.	0,00327	(0,8646)	0,0691	(0,0497)	−0,0122	(0,4509)	0,0230	(0,4365)
Taux prest.	−0,884	(0,0394)	−1,99	(0,0037)	−1,09	(0,0027)	−1,87	(0,0012)
Prest. max.	−0,0822	(0,0381)	−0,207	(0,0005)	−0,0625	(0,0620)	−0,182	(0,0002)
Sem. prest. max.	0,00996	(0,0001)	−0,00732	(0,0003)	0,00710	(0,0001)	0,00719	(0,0001)
Rev. suppl.	0,0142	(0,6823)	0,0435	(0,6032)	−0,259	(0,0001)	−0,312	(0,0001)
Quatre semaines	0,116	(0,0030)	0,115	(0,0427)	0,165	(0,0001)	0,142	(0,0028)
Taux C.	−0,00792	(0,0001)	−0,00631	(0,1261)	−0,000243	(0,8822)	−0,00256	(0,4598)
DÂge	−2,20	(0,0001)	−3,58	(0,0001)	−1,63	(0,0001)	−2,37	(0,0001)
DÂge^2	0,416	(0,0001)	0,831	(0,0001)	0,305	(0,0001)	0,527	(0,0001)
DÂge^3	−0,0222	(0,0001)	−0,0515	(0,0001)	−0,0163	(0,0001)	−0,0320	(0,0001)
DPers. charge	0,0873	(0,0001)	0,0231	(0,3827)	0,0104	(0,0001)	0,0600	(0,0068)
DÉtudiant	0,0354	(0,0418)	0,0303	(0,3557)	0,0324	(0,0270)	0,0572	(0,0378)
DRMR	0,0711	(0,0001)	0,0762	(0,0100)	0,0713	(0,0001)	0,0684	(0,0058)
DTrimestre	−0,0300	(0,0038)	−0,0354	(0,0716)	0,0633	(0,0001)	0,0656	(0,0001)
DIndustrie	−0,0884	(0,0001)	−0,0824	(0,0001)	−0,0653	(0,0001)	−0,0846	(0,0001)
DRégion	0,0692	(0,0077)	0,0596	(0,1774)	0,0699	(0,0014)	0,0547	(0,1402)
DTaux prest.	−2,75	(0,0001)	−4,05	(0,0001)	−3,13	(0,0001)	−3,79	(0,0001)
DSem. prest. max.	0,0269	(0,0001)	0,0250	(0,0001)	0,0243	(0,0001)	0,0248	(0,0001)
DPrest. + max.	0,213	(0,0001)	0,112	(0,0322)	0,154	(0,0001)	0,0702	(0,1089)
DRev. suppl.	0,00723	(0,7658)	−0,0610	(0,2495)	0,121	(0,0001)	0,108	(0,0154)
DQuatre semaines	−0,186	(0,0001)	−0,191	(0,0001)	−0,243	(0,0001)	−0,268	(0,0001)
DTaux C.	0,0152	(0,0001)	0,0210	(0,0001)	0,0117	(0,0001)	0,0145	(0,0001)
R^2	0,0631		0,0631		0,0785		0,0847	
N	46 290		14 993		46 290		14 993	
F(43)	74,2	(0,0001)	24,0	(0,0001)	93,8	(0,0001)	32,9	(0,0001)
F(28)	35,5	(0,0001)	6,41	(0,0001)	49,8	(0,0001)	8,38	(0,0001)

NOTE (x,xxxx) désigne le seuil de signification marginal.

Tableau B-4

Tests de régression des moindres carrés pour l'état de dépendance, sous-échantillon des femmes, nombre de semaines de prestations et durée de la demande

	Semaines de prestations				Durée de la demande			
	Toutes les périodes		Première-deuxième période		Toutes les périodes		Première-deuxième période	
Point d'intersection	–0,293	(0,1599)	–0,662	(0,0552)	–0,630	(0,0003)	–0,661	(0,0198)
Âge/10	–0,866	(0,0001)	–0,710	(0,0001)	–0,888	(0,0001)	–0,800	(0,0001)
$(\text{Âge}/10)^2$	0,206	(0,0001)	0,174	(0,0001)	0,235	(0,0001)	0,222	(0,0001)
$(\text{Âge}/10)^3$	–0,0157	(0,0001)	–0,0138	(0,0001)	–0,0199	(0,0001)	–0,0196	(0,0001)
Pers. charge	–0,127	(0,0001)	–0,0379	(0,0836)	–0,142	(0,0001)	–0,0320	(0,0753)
Étudiant	–0,0289	(0,0439)	–0,00340	(0,9080)	–0,0307	(0,0102)	–0,0116	(0,6325)
ZMR	0,0471	(0,0001)	0,0503	(0,0003)	0,0346	(0,0001)	0,0434	(0,0002)
2e trimestre	0,0137	(0,1825)	0,0344	(0,0480)	0,0162	(0,0585)	0,0224	(0,1165)
3e trimestre	–0,0121	(0,2469)	–0,00147	(0,9345)	–0,0108	(0,2133)	–0,00885	(0,5470)
4e trimestre	–0,0504	(0,0001)	–0,0336	(0,0634)	–0,0190	(0,0287)	–0,0136	(0,3612)
Agr-for-pêches	–0,0854	(0,0001)	–0,0768	(0,0229)	–0,0675	(0,0001)	–0,0233	(0,3999)
Mines	–0,0601	(0,0007)	–0,0399	(0,2421)	–0,0583	(0,0001)	–0,00382	(0,8916)
Construction	–0,0298	(0,3816)	0,0893	(0,2522)	0,00931	(0,7426)	0,105	(0,0997)
Serv. non comm.	–0,0783	(0,0001)	–0,0559	(0,0576)	–0,0485	(0,0001)	–0,0327	(0,1764)
Autres services	–0,0383	(0,0039)	–0,0323	(0,2513)	–0,0185	(0,0941)	–0,0185	(0,4234)
Serv. distr.	–0,0251	(0,0856)	–0,0491	(0,1042)	–0,00653	(0,5906)	–0,0142	(0,5661)
T.-N.	–0,0313	(0,1851)	0,0120	(0,8053)	–0,0324	(0,0993)	–0,00209	(0,9582)
Maritimes	–0,0520	(0,0006)	0,0110	(0,7015)	–0,0374	(0,0029)	0,0174	(0,4587)
Québec	–0,0536	(0,0001)	–0,00515	(0,7864)	–0,0403	(0,0001)	0,0125	(0,4222)
Man.-Sask.	–0,0148	(0,3974)	–0,0325	(0,2467)	–0,0197	(0,1754)	–0,0233	(0,3124)
Alberta	0,0236	(0,1688)	0,0304	(0,2565)	0,0116	(0,4157)	0,0333	(0,1303)

C.-B.	−0,0210	(0,1271)	0,00363	(0,8789)	−0,0282	(0,0138)	0,00445	(0,8202)
Taux prest.	1,56	(0,0001)	1,91	(0,0001)	2,00	(0,0001)	1,84	(0,0001)
Prest. max.	0,0552	(0,0029)	0,0972	(0,0033)	0,0162	(0,2944)	0,0408	(0,1331)
Sem. prest. max.	0,0159	(0,0001)	0,0145	(0,0001)	0,0126	(0,0001)	0,0124	(0,0001)
Rev. suppl.	−0,0568	(0,0437)	−0,0712	(0,3285)	−0,299	(0,0001)	−0,327	(0,0001)
Quatre semaines	0,0177	(0,3785)	−0,0169	(0,5668)	0,0221	(0,1866)	−0,0285	(0,2403)
Taux C.	−0,0118	(0,0001)	−0,0180	(0,0001)	−0,00585	(0,0001)	−0,0113	(0,0001)
DÂge	−1,18	(0,0001)	−0,933	(0,0001)	−1,29	(0,0001)	−1,15	(0,0001)
DÂge^2	0,217	(0,0001)	0,179	(0,0003)	0,292	(0,0001)	0,268	(0,0001)
DÂge^3	−0,0151	(0,0001)	−0,0133	(0,0005)	−0,0235	(0,0001)	−0,0223	(0,0001)
DPers. charge	0,0217	(0,0118)	0,0166	(0,3058)	0,0408	(0,0001)	0,0213	(0,1089)
DÉtudiant	−0,00191	(0,8960)	0,00373	(0,8875)	0,00704	(0,5641)	0,0191	(0,3769)
DRMR	0,926	(0,0001)	0,0781	(0,0001)	0,0957	(0,0001)	0,0893	(0,0001)
DTrimestre	−0,00844	(0,2646)	−0,0176	(0,1946)	0,0461	(0,0001)	0,0317	(0,0045)
DIndustrie	−0,126	(0,0001)	−0,107	(0,0001)	−0,110	(0,0001)	−0,102	(0,0001)
DRégion	0,0918	(0,0001)	0,0863	(0,0024)	0,0763	(0,0001)	0,0824	(0,0004)
DTaux prest.	0,0897	(0,7080)	0,614	(0,1056)	0,543	(0,0064)	0,606	(0,0522)
DSem. prest. max.	0,0272	(0,0001)	0,0271	(0,0001)	0,0244	(0,0001)	0,0247	(0,0001)
DPrest. + max.	0,306	(0,0001)	0,313	(0,0001)	0,203	(0,0001)	0,207	(0,0001)
DRev. suppl.	0,0135	(0,4645)	0,0412	(0,2771)	0,103	(0,0001)	0,133	(0,0001)
DQuatre semaines	−0,170	(0,0001)	−0,184	(0,0001)	−0,203	(0,0001)	−0,215	(0,0001)
DTaux C.	0,00783	(0,0001)	0,00244	(0,3400)	0,00775	(0,0001)	0,00179	(0,3959)
R^2	0,0516		0,0484		0,0665		0,0630	
N	87 106		32 368		87 106		32 368	
F (43)	112,9	(0,0001)	39,2	(0,0001)	147,6	(0,0001)	51,8	(0,0001)
F (28)	39,9	(0,0001)	12,9	(0,0001)	48,7	(0,0001)	12,9	(0,0001)

NOTE (x,xxxx) désigne le seuil de signification marginal.

Tableau B-5

Tests de régression des moindres carrés pour l'état de dépendance, sous-échantillon des jeunes femmes, nombre de semaines de prestations et durée de la demande

	Semaines de prestations				Durée de la demande			
	Toutes les périodes		Première-deuxième période		Toutes les périodes		Première-deuxième période	
Point d'intersection	1,55	(0,2848)	3,15	(0,1784)	3,58	(0,0023)	6,76	(0,0003)
Âge/10	−3,50	(0,0459)	−6,36	(0,0345)	−6,03	(0,0001)	−10,7	(0,0001)
(Âge/10)^2	1,69	(0,0242)	3,07	(0,0225)	2,76	(0,0001)	4,97	(0,0001)
(Âge/10)^3	−0,274	(0,0098)	−0,491	(0,0137)	−0,420	(0,0001)	−0,754	(0,0001)
Pers. charge	−0,215	(0,0001)	−0,115	(0,0030)	−0,229	(0,0001)	−0,111	(0,0004)
Étudiant	0,00622	(0,7892)	0,0555	(0,1655)	0,000498	(0,9790)	0,0505	(0,1182)
ZMR	0,0542	(0,0003)	0,0664	(0,0037)	0,0409	(0,0007)	0,0564	(0,0023)
2e trimestre	0,0130	(0,4731)	0,0195	(0,4925)	0,00223	(0,8802)	−0,00485	(0,8319)
3e trimestre	−0,0498	(0,0068)	−0,0405	(0,1656)	−0,0446	(0,0028)	−0,0461	(0,0506)
4e trimestre	−0,0819	(0,0001)	−0,0670	(0,0215)	−0,0499	(0,0009)	−0,0495	(0,0352)
Agr-for-pêches	−0,0714	(0,0102)	−0,123	(0,0126)	−0,0718	(0,0015)	−0,0882	(0,0269)
Mines	−0,0563	(0,1468)	−0,115	(0,0446)	−0,0577	(0,0674)	−0,0845	(0,0662)
Construction	−0,0793	(0,1459)	0,0376	(0,7059)	−0,0256	(0,5635)	0,0425	(0,5969)
Serv. non comm.	−0,0406	(0,0749)	−0,0440	(0,2685)	−0,0348	(0,0601)	−0,0340	(0,2893)
Autres services	−0,00495	(0,8147)	0,00289	(0,9361)	−0,000323	(0,9850)	0,00705	(0,8083)
Serv. distr.	0,00445	(0,8483)	−0,0216	(0,5765)	0,0130	(0,4930)	0,0211	(0,4991)
T.-N.	−0,0808	(0,0455)	−0,0752	(0,2895)	−0,0845	(0,0101)	−0,0840	(0,1429)
Maritimes	−0,0894	(0,0011)	−0,0279	(0,5393)	−0,0740	(0,0009)	0,0270	(0,4615)
Québec	−0,0101	(0,0001)	−0,0461	(0,1338)	−0,0854	(0,0001)	−0,0335	(0,1769)
Man.-Sask.	−0,0474	(0,1192)	−0,0604	(0,1659)	−0,0557	(0,0242)	−0,0505	(0,1511)
Alberta	0,00711	(0,8107)	−0,0271	(0,5224)	−0,00219	(0,9277)	0,0279	(0,4146)

C.-B.	−0,0328	(0,1934)	−0,0115	(0,7706)	−0,0512	(0,0125)	−0,0119	(0,7083)
Taux prest.	0,838	(0,1979)	1,67	(0,0600)	0,667	(0,2076)	1,06	(0,1391)
Prest. max.	0,162	(0,0001)	0,178	(0,0020)	0,125	(0,0001)	0,122	(0,0084)
Sem. prest. max.	0,0141	(0,0001)	0,00896	(0,0002)	0,0102	(0,0001)	0,00728	(0,0002)
Rev. suppl.	0,00921	(0,8344)	0,0316	(0,7184)	−0,238	(0,0001)	−0,213	(0,0027)
Quatre semaines	0,110	(0,0723)	0,125	(0,1087)	0,118	(0,0180)	0,125	(0,0465)
Taux C.	−0,0111	(0,0001)	−0,0108	(0,0216)	−0,00334	(0,1362)	−0,00378	(0,3174)
DÂge	−0,584	(0,4260)	−1,38	(0,2688)	−0,781	(0,1904)	−0,915	(0,3616)
DÂge^2	−0,0564	(0,8083)	0,226	(0,5944)	0,0361	(0,8485)	0,0831	(0,8081)
DÂge^3	0,0184	(0,4276)	−0,00703	(0,8801)	0,00851	(0,6511)	0,00692	(0,8541)
DPers. charge	0,0365	(0,0171)	0,00913	(0,7234)	0,0579	(0,0001)	0,0101	(0,6261)
DÉtudiant	−0,0224	(0,3674)	−0,0491	(0,2188)	−0,00422	(0,8347)	−0,0131	(0,6851)
DRMR	0,107	(0,0001)	0,0918	(0,0027)	0,107	(0,0001)	0,107	(0,0001)
DTrimestre	0,0132	(0,3343)	0,00847	(0,7020)	0,0842	(0,0001)	0,0899	(0,0001)
DIndustrie	−0,100	(0,0001)	−0,0514	(0,0225)	−0,0888	(0,0001)	−0,0630	(0,0005)
DRégion	0,0818	(0,0087)	0,123	(0,0056)	0,0887	(0,0005)	0,128	(0,0004)
DTaux prest.	−0,944	(0,1251)	−0,422	(0,6059)	−0,932	(0,0624)	−0,714	(0,2789)
DSem. prest. max.	0,0277	(0,0001)	0,0269	(0,0001)	0,0247	(0,0001)	0,0246	(0,0001)
DPrest. + max.	0,437	(0,0001)	0,386	(0,0001)	0,302	(0,0001)	0,255	(0,0001)
DRev. suppl.	−0,0200	(0,4900)	0,00982	(0,8454)	0,0876	(0,0002)	0,102	(0,0123)
DQuatre semaines	−0,143	(0,0069)	−0,116	(0,0711)	−0,208	(0,0001)	−0,198	(0,0001)
DTaux C.	0,00823	(0,0008)	0,00296	(0,4554)	0,00837	(0,0001)	0,00209	(0,5126)
R^2	0,0591		0,0521		0,0744		0,0702	
N	27 586		12 0001		27 586		12 001	
F(43)	41,2	(0,0001)	15,7	(0,0001)	52,7	(0,0001)	21,5	(0,0001)
F(28)	16,3	(0,0001)	4,29	(0,0001)	20,3	(0,0001)	4,09	(0,0001)

NOTE (x,xxxx) désigne le seuil de signification marginal.

Notes

1 On fait abstraction ici des particularités touchant l'évolution de l'offre de main-d'oeuvre en longue période.

2 Les sociologues utilisent l'expression « analyse causale » pour décrire ce phénomène, tandis que les macroéconomistes l'appellent « hystérèse ».

3 On peut raisonnablement supposer que « l'état de dépendance » en ce qui concerne les prestations d'assurance-chômage fait partie des facteurs microéconomiques sur lesquels reposent les modèles globaux d'hystérèse. Les ouvrages sur l'hystérèse ne consacrent guère de place au rôle de l'assurance-chômage. Blanchard et Summers [1986], par exemple, donnent plusieurs explications microéconomiques à l'hystérèse, mais ne mentionnent l'influence possible de l'assurance-chômage que dans un renvoi. Milbourne, Purvis et Scoones [1990] font exception à la règle. Leur modèle s'appuie sur des changements endogènes aux contraintes qui affectent les participants au marché du travail.

4 On suppose qu'avec des paiements à caractère « actif », les changements cités par les défenseurs du régime finissent effectivement par se concrétiser. Le présent document ne fait qu'effleurer cette question d'efficacité. On devrait cependant l'approfondir avant de formuler avec tant soit peu d'assurance des recommandations sur le plan des politiques. Jusqu'à présent, cet aspect n'est abordé nulle part dans les ouvrages canadiens.

5 La figure 1 n'englobe pas les données de 1971 car le programme n'a débuté qu'au milieu de l'année. Les chiffres de 1990 n'en font pas partie non plus, étant donné que la période d'échantillonnage se termine en mars.

6 Lévesque [1989, 1987] examine les liens qui existent entre les données administratives de l'assurance-chômage et le nombre de chômeurs, tel que déterminé par l'Enquête sur la population active. Il constate qu'en apportant certaines modifications aux deux ensembles de données, les totaux sont fort semblables pour certains groupes démographiques.

7 Il convient de souligner que ces catégorisations reposent sur le secteur industriel et la région mentionnés lors de la première demande. Il est possible que les demandes subséquentes soient associées à un emploi dans un autre secteur ou une autre région. On devrait s'en rappeler dans la discussion qui suit et qui n'est présentée qu'à titre d'indication.

8 Il est intéressant de signaler qu'en dépit de cette conclusion, on s'est beaucoup intéressé à l'état de dépendance lié à la durée. L'étude de Ham et Rea [1987] en est un bon exemple. Ces auteurs se servent du même ensemble de données que le nôtre pour déterminer combien de temps les travailleurs canadiens

recourent à l'assurance-chômage, en mettant l'accent sur la dépendance associée à la durée et un peu moins sur la dépendance assortie de retards échelonnés. La dépendance à l'égard de la fréquence du recours au régime n'a pas été analysée à partir de données canadiennes.

9 On connaît le nombre de semaines d'emploi assurables sur lequel s'appuie la demande. Il ne s'agit toutefois pas nécessairement de la période totale de travail avant la présentation de la demande, pour plusieurs raisons. En premier lieu, on ne tient compte que du nombre de semaines d'emploi « assurables » mentionné sur la demande et, deuxièmement, le nombre maximal est de 52 semaines. Le nombre de semaines d'emploi assurables sert à calculer la durée des prestations. Puisque les prestations ne durent qu'un temps, les données n'indiquent la durée de l'emploi que jusqu'au maximum admissible, soit 52 semaines.

10 On a tenté de fusionner les fichiers sur l'état des demandes à d'autres données administratives, notamment les renseignements provenant des déclarations d'impôt sur le revenu et du relevé d'emploi, dans l'espoir qu'on puisse effectuer une analyse longitudinale complète du comportement individuel de la population active. Corak [1988], qui a passé en revue ces efforts, estime que ces tentatives s'assortissent de restrictions considérables.

11 Les demandes de perfectionnement, qui assurent un revenu aux personnes qui suivent un cours de perfectionnement approuvé ou participent à un projet de création d'emplois, nous ont permis de dériver une variable indicatrice qui permet de déterminer si l'intéressé s'est prévalu ou non des modalités de formation parrainées par l'assurance-chômage. Ces données figurent sur les formulaires de demandes ordinaires ou de demandes des pêcheurs que l'intéressé peut avoir présentées, mais elles ne sont pas comprises dans l'analyse.

12 On s'est servi de la technique SAS LOGIST pour procéder à l'estimation, avec un critère de convergence de 0,025.

13 Certains commentaires s'imposent en ce qui concerne le message qui ressort de ces tableaux. R^2 n'est pas le coefficient de corrélation multiple habituel de la régression des moindres carrés, mais le facteur R^2 de McFadden, corrigé pour le nombre de degrés de liberté [Amemiya, 1981]. Le taux de prédication se fonde sur la partie de l'échantillon correctement classée par le modèle, à savoir les véritables réitérants. On l'obtient en prenant les probabilités du modèle et en classant le bénéficiaire parmi les réitérants lorsque la probabilité est égale ou supérieure à 0,5, et parmi les autres si elle y est inférieure. Un taux de prédication de 85,1 % pour les réitérants masculins de 14 semaines, par exemple, signifie que 85,1 % de l'échantillon a été correctement classé par le modèle. RV(31) correspond au rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle selon laquelle la seule variable explicative significative est la constante, tandis

que RV(5) est le rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle selon laquelle les cinq dernières variables indicatrices du modèle, soit celles associées aux antécédents de travail du bénéficiaire, sont collectivement égales à 0. Ces tests statistiques entraînent le rejet des hypothèses nulles dans tous les cas.

14 Les variables continues ont les valeurs suivantes : âge – 33 ans; taux de chômage – 10 %; prestations – 167 $; prestations + max. – 140 $; semaines de prestations – 22. Il s'agit approximativement des moyennes de l'échantillon. On estime qu'elles sont les mêmes pour les deux sexes et pour tous les modèles. Par conséquent, les variations des résultats prévus ne proviennent que des différences entre les valeurs des paramètres estimées. On sait pertinemment que l'incidence marginale d'un changement des variables explicatives sur les probabilités dérivées d'un modèle logit dépend de la valeur des variables explicatives proprement dites, en raison de la non-linéarité de la fonction. La moyenne de l'échantillon semble aussi valable qu'une autre valeur pour les tableaux 8 et 9.

15 Riddell [1990] passe en revue une partie de l'abondante documentation sur l'évaluation des programmes de formation.

16 Corak [1991], par exemple, propose une analyse de la durée des prestations à partir d'un ensemble de données similaire. Dans ce cas, la période d'aide prend fin la première semaine où le bénéficiaire touche un revenu d'emploi suffisant pour entraîner l'arrêt des prestations. Cette définition se rapproche sans doute davantage de la période de chômage, située à un point quelconque entre les deux définitions proposées ici.

17 En ne retenant que les diplômés des écoles secondaires, Heckman et Borjas font le même raisonnement : puisque l'analyse porte sur l'influence des antécédents de travaile d'une personne sur sa situation, il importe de tenir compte pleinement du passé.

18 La conclusion à l'effet que la période d'aide dure plus longtemps pour les jeunes que pour les personnes plus âgées s'oppose à l'opinion générale concernant la durée de la période de chômage. En effet, on a observé que les jeunes chôment moins longtemps que leurs aînés. L'observation contraire tirée des données présentées ici résulte vraisemblablement de la façon dont le régime d'assurance-chômage est utilisé. Les jeunes accepteront selon toute vraisemblance un emploi temporaire ou à temps partiel avant de réactiver leur demande pour percevoir le reste des prestations. Pareil comportement a pour conséquence d'allonger la durée de la demande et d'accroître le nombre de semaines de prestations. Les personnes plus âgées pourraient être portées davantage à chercher un travail ou une carrière stables. Après l'avoir trouvé, elles pourraient avoir tendance à ne pas réclamer les prestations restantes.

19 Un arbitre anonyme a soutenu qu'il est incorrect de supposer que les change-

ments subis par les paramètres individuels sont exogènes, à savoir que $\Delta X=0$. En effet, certains changements pourraient témoigner des efforts déployés par le bénéficiaire pour améliorer sa situation et les prestations d'assurance-chômage pourraient encourager cela en laissant plus de temps pour la recherche d'un emploi de façon à en arriver à un meilleur appariement entre travailleur et employeur. La modification de certaines variables comme le secteur industriel, la province, la ZMR et le statut d'étudiant ne devrait donc pas nécessairement avoir une valeur égale à zéro. Cette argumentation semble se rapporter davantage à l'incidence des périodes d'aide subséquentes, comme on l'a vu à la partie précédente, et non à la durée de ces périodes. Nous avons néanmoins tenu compte de la suggestion et fait une deuxième série de calcul après avoir attribué aux variables DÉtudiant, DZMR, DTrimestre, DSecteur, DRégion et DPersonnes à charge de l'annexe 2 la moyenne de l'échantillon, les autres variables recevant la valeur nulle. Les résultats obtenus furent les suivants :

	Semaines de prestations	Durée de la demande
Hommes		
Toutes les périodes	1,08	1,02
Première-deuxième	1,11	1,00
Jeunes hommes		
Toutes les périodes	1,12	1,05
Première-deuxième	1,11	1,02
Femmes		
Toutes les périodes	1,10	1,02
Première-deuxième	1,12	1,05
Jeunes femmes		
Toutes les périodes	1,23	1,16
Première-deuxième	2,34	1,10

On peut voir que l'écart entre ces résultats et ceux obtenus quand on attribue la valeur zéro à toutes les variables n'est pas important : dans certains cas, les écarts sont légèrement plus faibles, dans d'autres, légèrement plus élevés.

Bibliographie

Amemiya, T. [1981]. « Qualitative Response Models: A Survey », *Journal of Economic Literature*, XIX n° 4, p. 483-536.

Beach, C.M. et S.F. Kaliski [1983]. « The Impact of the 1979 Unemployment Insurance Amendments », *Canadian Public Policy*, IX n° 2, p. 164-173.

Blanchard, Olivier J. et Lawrence H. Summers [1986]. « Hysteresis and the European Unemployment Problem », dans l'ouvrage publié sous la direction de Stanley Fisher, *NBER Macroeconomics Annual: 1986*, Cambridge, M.I.T. Press.

Commission d'enquête sur l'assurance-chômage [1986]. *Rapport*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

Corak, Miles [1992]. « Repeat Users of the Unemployment Insurance Program », *L'observateur économique canadien*, janvier, Statistique Canada, n° 11-010, 3.1-3.25.

_____ [1991]. *Employment, Unemployment, and Government Payments to the Unemployed: III, the Duration of Unemployment Insurance Payments*, Conseil économique du Canada, document miméographié inédit.

_____ [1998]. *The Empirical Analysis of Unemployment Dynamics: An Exposition of Method, Issues and Results*, Conseil économique du Canada, document miméographié inédit.

Conseil économique du Canada [1990]. *L'emploi au futur : tertiarisation et polarisation*, Ottawa: Approvisionnements et Services Canada.

Ellwood, David T. [1982]. « Teenage Unemployment: Permanent Scars or Temporary Blemishes », dans l'ouvrage publié sous la direction de Richard B. Freeman and David A. Wise, *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences*, Chicago, University of Chicago Express.

Emploi et immigration Canada [1990]. *Status Vector Documentation Report No. 4*, 6e édition, Ottawa, Division de l'acquisition des données, Direction de la planification.

Flinn, C.J. et J.J. Heckman [1982]. « Models for the Analysis of Labor Force Dynamics », *Advances in Econometrics*, I, p. 35-95.

Fortin, Pierre [1984]. « Unemployment Insurance Meets the Classical Labor Supply Model », *Economics Letters*, XIV, p. 275-281.

Glenday, Graham et Glenn P. Jenkins [1981a]. *The Unemployment Experience of Individuals*, Ottawa, Labour Market Development Task Force, rapport technique 14.

_____ [1981b]. *Patterns of Duration of Employment and Unemployment*, Ottawa, Labour Market Development Task Force, rapport technique 12.

Green, C. et J.M. Cousineau [1976]. *Chômage et programmes d'assurance-chômage*, Ottawa, Conseil économique du Canada.

Grubel, H.G., D. Maki et S. Sax [1975]. « Real and Insurance-Induced Unemployment in Canada », *Canadian Journal of Economics*, VIII, p. 174-191.

Ham, John C. et Samuel A. Rea, Jr. [1987]. « Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada », *Journal of Labour Economics*, V. n° 3, p. 325-353.

Hansen, W. Lee et James F. Byers, édit. [1990]. *Unemployment Insurance: The Second Half-Century*, Madison (Wisconsin), University of Wisconsin Press.

Heckman, James J. [1979]. « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, XLVII, p. 153-161.

_____ [1991]. « Identifying the Hand of the Past: Distinguishing State Dependence from Heterogeneity », *American Economic Review*, LXXXI, n° 2, mai, p. 75-79.

Heckman, James J. et George J. Borjas [1980]. « Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence », *Economica*, XLVII, p. 247-283.

Kaliski, S. F. [1976]. « Unemployment and Unemployment Insurance: Testing Some Corollaries », *Canadian Journal of Economics*, IX, n° 4, p. 705-712.

Keil, M.W. et J.S.V. Symons [1990]. « An Analysis of Canadian Unemployment », *Canadian Public Policy*, XVI, n° 1, p. 1-16.

Lazar, F. [1978]. « The Impact of the 1971 Unemployment Insurance Revisions on Unemployment Rates: Another Look », *Canadian Journal of Economics*, XI n° 3, p. 559-569.

Levesque, Jean-Marc [1989]. « Unemployment and Unemployment Insurance: A Tale of Two Sources », *Perspectives on Labour and Income*, hiver, p. 49-57.

___ [1987]. *A Comparison of Unemployment Data from Two Sources: The*

Unemployment Insurance Program and the Labour Force Survey, Statistique Canada, Division de l'analyse des enquêtes des ménages et du travail, rapport interne.

Maddala, G.S. [1983]. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.

Magun, Sunder [1982]. *Unemployment Experience in Canada: A Five Year Longitudinal Study*, document miméographié inédit.

Milbourne, R.D., D.D. Purvis et W.D. Scoones [1989]. *Unemployment Insurance and Unemployment Dynamics*, Queen's University, Institute for Economic Research, document de travail n° 750.

Moorthy, Vivek [1980-1990]. « Unemployment in Canada and the United States: The Role of Unemployment Insurance Benefits », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, hiver, p. 48-61.

Phipps, Shelley [1990a]. « Quantity-Constrained Household Responses to U.I. Reform », *Economic Journal*, C. n° 1, p. 124-140.

_____ [1990b]. « The Impact of the Unemployment Insurance Reform of 1990 on Single Earners », *Canadian Public Policy*, XVI n° 3, p. 252-261.

Rea, S. [1977]. « Unemployment Insurance and labour supply: a simulation of the 1971 Unemployment Insurance Act », *Canadian Journal of Economics*, X n° 2, p. 263-278.

Riddell, W.C. [1990]. *Evaluation of Manpower and Training Programs: The North American Experience*, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, document de travail n° 90-19.

Royal commission on employment and unemployment [1986]. *Building on Our Strengths: Summary Report*, St. John's (Terre-Neuve), Gouvernement de Terre-Neuve.

Ruhm, Christopher J. [1991]. « Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements? », *American Economic Review*, LXXXI, mars, p. 319-324.

Stern, Jon [1986]. « Repeat unemployment spells: the effect of unemployment benefits on unemployment entry », dans l'ouvrage publié sous la direction de Richard Blundell et Ian Walkers, *Unemployment, Search and Labour Supply*, Cambridge (Royaume-Uni), Cambridge University Press.

Willis, Robert J. [1982]. « Comment », dans l'ouvrage publié sous la direction de

Richard B. Freeman et David A. Wise, *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences*, Chicago, University of Chicago Press.